

NIVELES DE ORFANDAD Y MEDICION DE LA MORTALIDAD ADULTA EN POBLACIONES DEL PASADO: EL CASO DE LOS PAISES BAJOS (LA HAYA, 1850-1880)*

Frans van Poppel
(*Netherlands Interuniversity Demographic Institute*)

Jan Bartlema
(*Catholic University of Tilburg*)

RESUMEN

El documento está dedicado a evaluar varios métodos para estimar la mortalidad adulta en poblaciones del pasado. Los autores dan algunas estimaciones del nivel de orfandad de La Haya, Países Bajos, desde 1850 hasta 1880. Tomada una persona en el momento de su matrimonio, se considera huérfana a aquella que ha perdido a uno o ambos de sus progenitores. Los datos fueron obtenidos de actas oficiales de matrimonio. Diferentes técnicas, desarrolladas por Henry, Brass-Hill y Hill-Trussell, son utilizadas para derivar estimaciones de la mortalidad adulta de las proporciones de no huérfanos. Luego, esas estimaciones se comparan con tasas derivadas de la observación directa. También se hace un examen de los factores que pueden ser causa de las desviaciones entre unos y otros valores.

⟨MORTALIDAD DE LOS ADULTOS⟩ ⟨MEDICION DE LA MORTALIDAD⟩
⟨ORFANDAD⟩ ⟨DEMOGRAFIA HISTORICA⟩

*Documento presentado al Seminario sobre Mortalidad Adulta y Orfandad en el pasado, realizado en la Subsele de CELADE en Costa Rica, entre los días 12 y 14 de diciembre de 1984. Este seminario fue patrocinado conjuntamente por la Universidad de Costa Rica, el Comité de Demografía Histórica de la Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población y el CELADE.

LEVELS OF ORPHANHOOD AND MEASUREMENT OF
ADULT MORTALITY IN POPULATIONS OF THE
PAST: THE CASE OF THE NETHERLANDS
(THE HAGUE, 1850-1880)

SUMMARY

This paper is concerned with evaluating alternative methods of estimating adult mortality in populations of the past. The authors first provide some estimates of the level of orphanhood in The Hague, Netherlands, from 1850 to 1880, orphanhood being defined as including the death of one or both parents before the marriage of the child in question. Data are taken from official marriage certificates. The different techniques developed by Henry, Brass and Hill, and Hill and Trussell for estimating adult mortality are then compared with death rates derived from direct observations, and the factors responsible for the deviations observed are discussed.

⟨ADULT MORTALITY⟩ ⟨MORTALITY MEASUREMENT⟩
⟨ORPHANHOOD⟩ ⟨HISTORICAL DEMOGRAPHY⟩

1. INTRODUCCION

En 1974 Laslett¹ afirmaba que aún no se había llevado a cabo un estudio histórico adecuado de la ruptura de los vínculos familiares. Diez años después, sus palabras aún tienen validez. La escasa investigación realizada acerca del fenómeno de la orfandad no puede atribuirse a su carácter marginal. Es decir, en la situación demográfica de la era preindustrial y en los comienzos de la etapa industrial, una elevada proporción de niños había perdido a uno de sus padres en el momento en que dejaban de ser niños: según el orden social tradicional de la época, contraían matrimonio. La muerte de uno o ambos padres tenía importantes consecuencias demográficas, sociales y económicas para muchas personas, así como para la sociedad. Sin embargo, ésta no es la única razón de peso del porqué son tan importantes las informaciones sobre la magnitud del fenómeno de la orfandad en diferentes períodos. También es sumamente importante que durante los últimos veinte años —en particular desde 1973— se hayan perfeccionado métodos para calcular la tasa de mortalidad de la población a la que pertenecen los huérfanos, sobre la base de informaciones acerca del número de huérfanos, clasificados según la edad². Estas técnicas de cálculo permiten determinar la mortalidad de los grupos de edad adulta en países para los cuales las informaciones acerca del número de muertes son inadecuadas o, todavía más, inexistentes. Estos métodos indirectos también pueden aplicarse con provecho a poblaciones históricas, de las cuales hasta ahora es muy poco lo que se sabe acerca de la mortalidad adulta.

Sin embargo, el hecho de que estas técnicas de estimación indirectas se basen en supuestos determinados respecto de la fecundidad y la mortalidad no deja de ser un gran inconveniente. Hasta el momento, la cuestión de saber si estas técnicas arrojan estimaciones *plausibles* de la mortalidad adulta sólo se ha considerado desde el punto de vista de la coherencia interna de las tasas de mortalidad adulta, según el sexo y la edad, y de su relación con la mortalidad al comienzo de la vida. Pero se necesita una evaluación empírica de la técnica, sobre la base de la comparación de los resultados de la estimación con los de los cálculos directos y precisos de la mortalidad adulta.

¹P. Laslett, "Parental deprivation in the past. A note on orphans and stepparenthood in English history", *Local Population Studies*, 13, otoño de 1974, págs. 11-18. La versión ampliada se publicó en la obra de P. Laslett, *Family life and illicit love in earlier generations*, Cambridge University Press, Cambridge, 1977.

²L. Henry, "Mesure indirecte de la mortalité des adultes", *Population*, 15^e Année, N° 3, 1960, pp. 457-466.

W. Brass y K.H. Hill, "Estimating adult mortality from orphanhood", *Proceedings of the International Population Conference*, Lieja, 1973 (Lieja, Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población, 1973), vol. 3, pp. 111-123.

K. Hill y J. Trussell, "Further developments in indirect mortality estimation", *Population Studies*, vol. XXXI, N° 2, julio de 1977, pp. 313-333.

A. Palloni, M. Massagli y J. Marcotte, "Estimating Adult Mortality with Maternal Orphanhood Data: Analysis of Sensitivity of the Techniques", *Population Studies*, vol. XXXVIII, N° 2, julio de 1984, pp. 255-279.

El presente documento se propone:

1. Suministrar una estimación de los niveles de orfandad en una pequeña población del siglo XIX;
2. Comparar las diferentes técnicas de calcular la mortalidad adulta con las tasas de mortalidad de dicha población, a partir de observaciones directas;
3. Señalar los factores a los que se imputan las desviaciones entre las estimaciones indirecta y directa.

2. LA SELECCION DE UNA POBLACION: LA HAYA, 1850-1880

Para las poblaciones del período preindustrial, o comienzos de la era industrial, es muy difícil obtener datos estadísticos acerca de los huérfanos a partir de las fuentes demográficas frecuentes. Las fuentes usuales de datos para el análisis demográfico —los censos generales y locales de población, las informaciones acerca del número de hogares, casas o familias, los registros de impuestos y otros semejantes— rara vez contienen detalles suficientes para el investigador que desea obtener información confiable sobre el número de huérfanos. Lo mismo sucede en los Países Bajos.

Cuando, en el siglo XIX, comenzó a disponerse de información estadística, los datos sobre los huérfanos se limitaban a los que vivían en orfanatos. Este era el caso, por ejemplo, en 1811, cuando por orden del gobierno de Francia se reunió información acerca del número de huérfanos y huérfanas, clasificados según la edad y el tipo de orfanato en el que vivían. El territorio al que se aplican estas estadísticas no era idéntico al actual territorio neerlandés³.

Es evidente que, sobre la base de las estadísticas publicadas, es imposible presentar un panorama completo de la proporción de huérfanos a diferentes edades y para períodos dados. Sin embargo, en un documento publicado en 1960, Henry indicó las posibilidades de otra fuente de información; en gran número de países, desde hace mucho tiempo, en los certificados de matrimonio se incluía información acerca de si el padre o la madre de la novia y el novio aún vivían.⁴

No hace falta decir que no es viable hacer un análisis de los datos incluidos en los certificados de matrimonio a nivel nacional. Por consiguiente, decidimos limitar nuestro estudio a un municipio, La Haya, y a un período determinado: 1860-1880.

³M. D'Alphonse, *Enige hoofdstukken uit het "Aperçu sur la Hollande"*. Bijdragen tot de Statistiek van Nederland. Uitgegeven door het CBS. Nieuwe Volgreeds, N^o 1, 's-Gravenhage 1900 (Original 1813).

⁴Véase L. Henry, citado en la nota 2, y Y. Blayo y L. Henry, "Données démographiques sur la Bretagne et l'Anjou de 1740 à 1829", *Annales de Démographie Historique*, 1967, pp. 91-172.

Entre los factores importantes que influyeron en esta elección figuraban la proximidad geográfica, la disponibilidad de información y el tamaño de la población.

En el siglo XIX, La Haya era la tercera ciudad en importancia de los Países Bajos, después de Amsterdam y Rotterdam. Era una de las cuatro ciudades en las que ya se habían recopilado y publicado estadísticas demográficas (número de defunciones clasificadas según las diversas características, estructura por edades, etc.), a partir de 1840. El gran tamaño de su población (más de 50 000 habitantes en 1830) nos daba la oportunidad de efectuar observaciones suficientes, de todo tipo, acerca de los fenómenos demográficos.

Asimismo, elegimos un *período* particular por razones prácticas. En La Haya, los certificados de matrimonio que necesitábamos para el análisis sólo podían obtenerse directamente hasta 1882. Además, el patrón de mortalidad y fecundidad en La Haya cambió a tal punto después de 1880—debido a un brusco descenso de la mortalidad y de la fecundidad matrimonial— que se produjo una situación demográfica totalmente diferente. Ambas consideraciones constituían razones suficientes para restringir nuestro estudio a los años anteriores a 1880. El comienzo del período que habría de estudiarse se determinó, por una parte, por el poco tiempo disponible que teníamos y, por la otra, dado que el material para verificar con independencia las tasas de mortalidad derivadas de una estimación indirecta se pudo obtener para después de 1840. La cantidad de detalles de *dicho* material, es decir el registro del estado matrimonial en los certificados de defunción, aumentó después de 1850, lo que tuvo por resultado aun mayores restricciones del período que se examinaba. Finalmente, el hecho que la definición que el censo daba de la población permaneciera invariable después de 1860, es suficiente razón para elegir el período 1860-1880. En lo que respecta al análisis de los certificados de matrimonio, lo anterior significa que se relacionan con los decenios de 1870 y 1880.

En marzo de 1811, La Haya tenía 42 350 habitantes; casi 70 años después es decir, en el período objeto del presente estudio, había cerca de 70 000 personas más. En el cuadro 1 figuran las tendencias demográficas de la época.

Cuadro 1
NUMERO DE HABITANTES DE LA HAYA EN EL PERIODO 1830-1879

Fecha	Número de habitantes
1 ^o de enero de 1830	56 105
1 ^o de enero de 1840	63 556
1 ^o de enero de 1850	69 707
31 de diciembre de 1859	78 378
1 ^o de diciembre de 1869	90 201
31 de diciembre de 1879	113 430

Fuente: Documentatie Bevolkingsstatistiek.

La tasa media de crecimiento anual por período experimentó bruscas fluctuaciones. Ascendía a 1,49% a comienzos del siglo XIX, descendió a un nivel de 1,25% en los años 1830-1840 y llegó a un mínimo de 0,93% entre 1840 y 1850, después de lo cual comenzó de nuevo a crecer a 1,18%, 1,41% y 2,32% (1870-1879). A partir de 1840 se dispone de información sobre los factores demográficos que causaron este crecimiento y, con más detalle, para los años posteriores a 1850. El incremento natural parece haber sido la razón del crecimiento de la población de La Haya hasta mediados del decenio de 1850. En los años siguientes, la migración fue sumamente importante; después de mediados del decenio de 1870 se convirtió en el factor principal del crecimiento de la población.

El incremento neto debido a la migración, que no mostró preponderancia de mujeres o de hombres durante los años 1850-1854, fue muy claramente selectivo en relación con el sexo después de 1855: las mujeres representaron cerca del 60% del incremento neto debido a la migración. En consecuencia, La Haya tenía un excedente de mujeres: para el período 1840-1880, había sólo entre 827 y 848 hombres por 1 000 mujeres. El número de mujeres solteras, en particular, era mucho más elevado que el de hombres solteros. Si suponemos que la información para los años 1877-1879 es representativa de todo el período 1850-1879, podemos decir que alrededor del 40% de las personas que se establecieron en La Haya (un porcentaje ligeramente superior para las mujeres) provino de un municipio de la propia provincia de Holanda meridional (provincia de la cual La Haya era capital) y cerca del 50 por ciento de otras provincias. Aproximadamente el 10 por ciento de los que se establecieron en La Haya vinieron de las colonias o del extranjero.

La importancia cada vez mayor de la migración se reflejó en el origen (según el lugar de nacimiento) de la población de La Haya en la época de los censos. En 1879, 65,6% de la población había nacido en La Haya, en comparación con 68 a 70% en la época de los censos de 1849, 1859 y 1869. Cerca del 14% había nacido en un municipio de la provincia de Holanda meridional, pero fuera de La Haya (un poco más que en los años anteriores a 1879).

En el gráfico 1 figura un panorama detallado de la tasa bruta de natalidad (CBR), la tasa bruta de mortalidad (CDR) y la tasa bruta de nupcialidad (CMR) para los años 1840-1880.

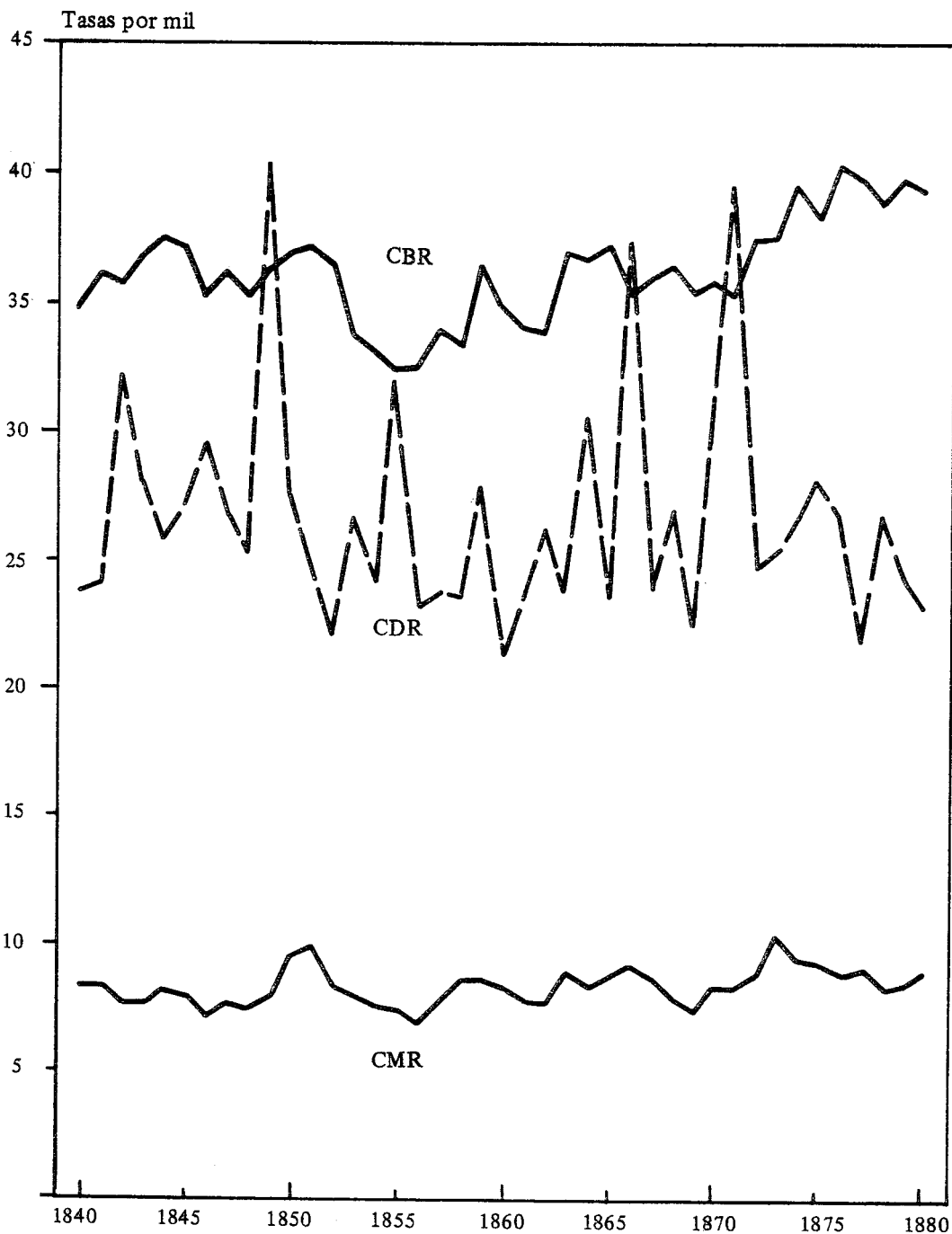
La tasa bruta de natalidad se mantuvo más o menos estable en los años 1840-1852; descendió a un nivel menor a mediados del decenio de 1850, después de lo cual fluctuó entre 35 y 36 por mil. Sin embargo, a finales del decenio de 1870, la tasa bruta de natalidad aumentó entre un 3 a 4 por mil.

En general, la tasa de natalidad se mantuvo muy estable: los dos valores extremos fueron 40,3 por mil y 32,4 por mil.

La tasa bruta de mortalidad, por otra parte, se comportó de manera totalmente diferente; al lado de tasas mínimas de 21,4 por mil, hubo años en que las tasas

Gráfico 1

TASA BRUTA DE NATALIDAD (CBR), TASA BRUTA DE MORTALIDAD (CDR) Y TASA BRUTA DE NUPCIALIDAD (CMR) EN LA HAYA DURANTE EL PERIODO 1840-1880



Fuente: Documentatie bevolkingsstatistiek.

máximas de mortalidad fueron casi el doble (1849: 40,5 por mil; 1871: 39,5 por mil) a causa del cólera y una epidemia de viruela, respectivamente. Sin embargo en "épocas normales" la tasa de mortalidad en La Haya fue del 23 al 27 por mil.

La tasa bruta de nupcialidad fluctuó considerablemente, pero en el decenio de 1870 alcanzó un nivel ligeramente superior al de los tres decenios anteriores.

En el cuadro 2 se da información más detallada sobre los patrones de matrimonio y formación de la familia, reunida para años anteriores y posteriores a los censos. Falta la información sobre mortalidad, que será tratada en la sección 3.

Cuadro 2
ALGUNOS INDICADORES DEMOGRAFICOS PARA LA HAYA
DURANTE EL PERIODO 1839-1881

	1839-40	1848-50	1859-61	1868-70	1879-81
No solteros por cada 100 varones de 25 a 29 años ^a	48,0	40,8	40,8	43,9	56,7
No solteras por cada 100 mujeres de 25 a 29 años ^a	42,9	37,5	38,8	42,2	51,5
Matrimonios por 1 000 varones solteros de 15 años y más ^b	56,5	54,3	58,6	57,4	71,9
Divorcios por 10 000 varones casados		3,4	4,4	5,7	9,0
Tasa de fecundidad matrimonial por 1 000 mujeres solteras de 15 a 49 años	274,2	278,9	284,3	278,2	315,6
Tasa de fecundidad ilegítima por 10 000 mujeres solteras de 15 a 49 años	198,9	224,6	210,4	172,6	133,0
Nacimientos vivos ilegítimos por 100 nacidos vivos (proporción de nacimientos ilegítimos)	9,1	11,2	10,1	8,2	4,9

Fuente: F.W.A. van Poppel, *Stad en platteland in demografisch perspectief: de Nederlandse situatie in de periode 1850-1960*. NIDI Intern Rapport N° 29, Voorburg 1984.

^aA la fecha del censo.

^bPeríodo 1840-1841.

Las estadísticas detalladas que figuran en el cuadro 2 confirman las tendencias descritas anteriormente. Alrededor de 1880, la gente se casaba con mucha mayor frecuencia que en el período anterior, y también —a juzgar por el porcentaje de no solteros de 25 a 29 años en la época de los respectivos censos— a una edad menor que en el período anterior, quizá como resultado de mayores oportunidades de empleo en la industria. Durante estos años, el divorcio comenzó a ganar terreno como causa de disolución del matrimonio, pero la posición del matrimonio como la institución para procrear se fortaleció, como lo indica la fuerte disminución de la fecundidad ilegítima (la proporción de nacimientos ilegítimos se redujo a la mitad). La tasa de fecundidad matrimonial, que se mantuvo constante en el período 1840-1870, aumentó considerablemente alrededor de 1880; una tendencia similar se observó para *I_g*, la tasa tipificada de fecundidad matrimonial (los valores para

los períodos 1839-1840, 1848-1850, 1859-1861, 1868-1870 y 1879-1881 fueron, respectivamente, 0,772, 0,816, 0,822, 0,817 y 0,877), aumentó sostenidamente, lo que significa que la menor edad al momento del matrimonio no fue el factor determinante del aumento de la fecundidad matrimonial.

3. FUENTES Y CONFIABILIDAD DE LA INFORMACION

3.1. Introducción

Los diferentes métodos que se han ideado para calcular la mortalidad adulta, sobre la base de la información relativa a la proporción de huérfanos, utilizan todos los mismos datos: el número de censados que tienen la madre (o el padre) viva (o fallecida), clasificados según la edad, y el número de nacimientos que tienen lugar en determinado año, clasificados según la edad de la madre o el padre.

Esta información se obtuvo de diversas fuentes: por una parte, utilizamos las distintas secciones del sistema de registro del estado civil (el registro de nacimientos, el registro de matrimonios y el registro de defunciones); por otra parte, consultamos el llamado *bevolkingsregister* (registro de población). Para comparar nuestros cálculos de la tasa de mortalidad con las tablas de mortalidad elaboradas independientemente, tuvimos que utilizar datos estadísticos agregados, especialmente el número de defunciones clasificadas según la edad, el sexo y el estado civil y la estructura por edad según el sexo y el estado civil. Estos datos se obtuvieron de las estadísticas vitales publicadas y de diversos censos, respectivamente.

Desde 1812 se mantuvieron registros de nacimientos, matrimonios y defunciones en todos los municipios holandeses, siguiendo instrucciones establecidas en el código civil francés; este código de derecho, que se aplicó cuando Francia anexó los Países Bajos (1810-1813), no se reemplazó hasta 1838—25 años después de que los Países Bajos se independizaron— con el *Burgerlijk Wetboek* (Código Civil). Sin embargo, las reglamentaciones legales respecto del sistema de registro del estado civil no variaron considerablemente.

A la par del sistema de registro del estado civil, aunque no independiente de él, todos los municipios holandeses, desde 1850, han contado con una segunda fuente de información demográfica a su disposición: el registro de población. Los registros de población constituyen una intersección entre el registro del estado civil y un censo. Se componen de un inventario de los habitantes de un municipio, que se actualiza constantemente con informaciones sobre acontecimientos como nacimientos, defunciones, matrimonios, divorcios y cambios de residencia. El sistema holandés de registro continuo de población se basa en reglamentaciones establecidas en un decreto real de 1849. El primer registro se basó en el censo levantado en noviembre de 1849.⁵

⁵Basado en J.C. van den Brekel, *The Population Register: The Example of the Netherlands System*, *Laboratories for Population Statistics, Scientific Report Series N° 31*, agosto de 1977, The University of North Carolina, Chapel Hill, Estados Unidos de América.

3.2. *Cálculo de la proporción de huérfanos*

Las fuentes de información sobre el número de personas que tenían al padre y/o la madre aún vivos fueron los certificados de matrimonio incorporados en los registros de matrimonio.

Entre las informaciones que figuraban en estos certificados de matrimonio se incluían: los nombres de pila, el apellido, la edad, el lugar de nacimiento, la ocupación y el municipio de residencia de los cónyuges, y, si habían estado casados previamente, los nombres de pila y apellidos de sus ex cónyuges. También se asentaban los nombres de pila, apellidos y lugar de residencia de los padres. La calidad de la información incluida en los certificados de matrimonio –y de otra información que se mencionará posteriormente– estaba más o menos garantizada por las normas establecidas en el código civil (BW) respecto de los requisitos para contraer matrimonio y el registro de matrimonios. Los “menores”, es decir, las personas menores de 23 años, no estaban autorizados a contraer matrimonio sin autorización de los padres, es decir, el permiso del padre. En los casos en que el padre y la madre de la novia o el novio hubieran fallecido, el abuelo paterno tenía que conceder la autorización. Los hijos adultos menores de 30 años también necesitaban la autorización de los padres para casarse, pero podían presentar el caso ante los tribunales si no se concedía la autorización. En los certificados de matrimonio se hacía mención especial de la autorización concedida por los padres, abuelos o tutores, o en caso necesario, la autorización para casarse concedida por los tribunales. La confiabilidad de esa información quedaba garantizada por el hecho de que el registrador debía poseer copias de los certificados de nacimiento de los futuros esposos, antes de que pudiera celebrar el matrimonio.⁶

La autorización de los padres para contraer matrimonio podía concederse en el momento mismo en que se celebraba el matrimonio; de otro modo, el padre, la madre, el abuelo o la abuela debían presentar un certificado autenticado en el que reconocían su autorización. En caso de muerte, había que presentar al funcionario público los certificados de defunción de los parientes que, según la ley, debían dar su autorización para el matrimonio.⁷

Si se tiene en cuenta que las estimaciones de la mortalidad adulta, obtenidas de la información sobre la orfandad, generalmente se refieren a un período de 10 a 20 años anteriores al momento en que se mide la proporción de huérfanos, pareció más significativo calcular la proporción de huérfanos para los años alrededor de 1880. Además, podía elaborarse una cohorte ficticia entre períodos de estudio, a

⁶Teniendo presente que el sistema de registro del estado civil se introdujo en 1811, y que estudiamos el período posterior a 1869, resulta que, al menos para las personas de 57 años o menos, la edad de la novia y del novio podía determinarse inequívocamente.

⁷Ello significa que las personas de 30 o más años no necesitaban presentar copia de los certificados de defunción de los padres.

partir de los cálculos relativos al período 1870-1880, calculando estas proporciones para el año 1870.

Dada la relativamente reducida cantidad de certificados de matrimonio para los años 1870 y 1880, pareció conveniente complementarlos con los registros de los años 1869 y 1871 y 1879, respectivamente.

En 1869, se asentaron 676 certificados en el registro de matrimonios; en 1870 un total de 764; 766 en 1871; 963 en 1879 y 1 061 en 1880. Fue posible determinar si el padre y/o la madre de 8 272 novias y novios aún estaban vivos en el momento del matrimonio. En 8 casos, esta pregunta no recibió respuesta respecto de la madre, porque se dijo que estaba “ausente”. Hubo mayor incertidumbre acerca de la existencia de los padres. En los registros aparecían 18 padres como ausentes.

En 248 casos de hijos naturales, no se pudo determinar plenamente la condición de huérfano del niño.

3.3. Edad media de las madres(padres) al momento del nacimiento de los hijos.

La edad media de las madres(padres) al momento de nacer sus hijos, que se simboliza M , fue calculada utilizando información de 1880. Como se aprecia en el cuadro 2, la fecundidad matrimonial en La Haya aumentó considerablemente entre 1870 y 1880, en parte debido a que la gente se casaba a una edad más temprana que antes de 1880. Por consiguiente, es razonable que el valor de M , para 1880, sea ligeramente diferente al valor para el período 1840-1870 (probablemente menor). Sin embargo, hemos preferido calcular M sobre la base de los datos de 1880, en razón de la eficiencia y exactitud; ello deriva del hecho que el registro de población utilizado para calcular M tiene un índice alfabético de los nombres de los habitantes sólo en el año en que se introdujo el registro.

Además, se obtuvo información de los registros de matrimonios y defunciones. Estos contienen información sobre el año y la fecha de nacimiento, el sexo y los nombres de pila del niño, los nombres de pila, los apellidos y el lugar de residencia de los padres. La edad de la madre del niño –así como la del padre– podía determinarse a partir de la información incluida en el registro de población, haciendo referencia al nombre del padre y/o la madre. Es decir, para todas las personas que residían realmente en La Haya, el registro de población contenía información sobre el apellido y nombres de pila, fecha de nacimiento, sexo, etc.

Se tomó una muestra del 20 por ciento de los certificados de nacimiento correspondientes a niños nacidos en el año 1880. Un total de 905 certificados correspondían a niños nacidos de padres que residían en La Haya.

Se pudo determinar la edad al momento del nacimiento del hijo para un total de 903 mujeres y 861 hombres, lo que constituía el 19,9 y 19,0, respectivamente, de todos los nacimientos del año 1880 (4 533). La edad media de las madres al momento del nacimiento del hijo resultó de 31,18 años y la edad media del padre de 33,59 años.

Para las mujeres, la edad mediana al momento de la maternidad, que algunas veces se utiliza para reducir la influencia de parejas de mayor edad —y en gran medida carente de importancia para nuestra finalidad—, es casi la misma (30,99 contra 31,18). Por el contrario, en el caso de los hombres, la edad mediana es 1,19 años menor (32,4 años). Las consecuencias de esta diferencia para convertir la proporción de huérfanos en probabilidades de sobrevivencia se tratarán más adelante.

3.4. Tablas de mortalidad basadas en informaciones del sistema de registro civil.

En el municipio de La Haya, a partir del período 1840-1851, se publicaron estadísticas de los fallecidos, clasificados según edad, sexo y estado civil, sobre la base de los certificados de defunción. Estas publicaciones tuvieron variadas formas y presentaron los datos con diversos grados de detalle.⁸

La información requerida sobre la población media expuesta al riesgo de muerte pudo derivarse de los censos decenales; es decir, para el 1º de enero de 1840, el 19 de noviembre de 1849, el 31 de diciembre de 1859, el 1º de diciembre de 1869 y el 31 de diciembre de 1879 se conocía la composición de la población de La Haya según edad, sexo y estado civil. Las tasas de mortalidad, clasificadas según el sexo y el grupo de edad, se calcularon para la población total y para los no solteros (casados, viudos y divorciados), dividiendo el número medio de defunciones en determinada categoría, para cada período decenal, por la población media del período en tal categoría.

Las tasas se computaron por grupos quinquenales de edad, pero se calcularon tasas separadas para el grupo de edad menor de un año y el grupo de 1 a 4 años. La tasa de mortalidad para el primer grupo de edad se define como el número de defunciones de menores de un año del período, por cada 10 000 nacimientos vivos durante el mismo período.

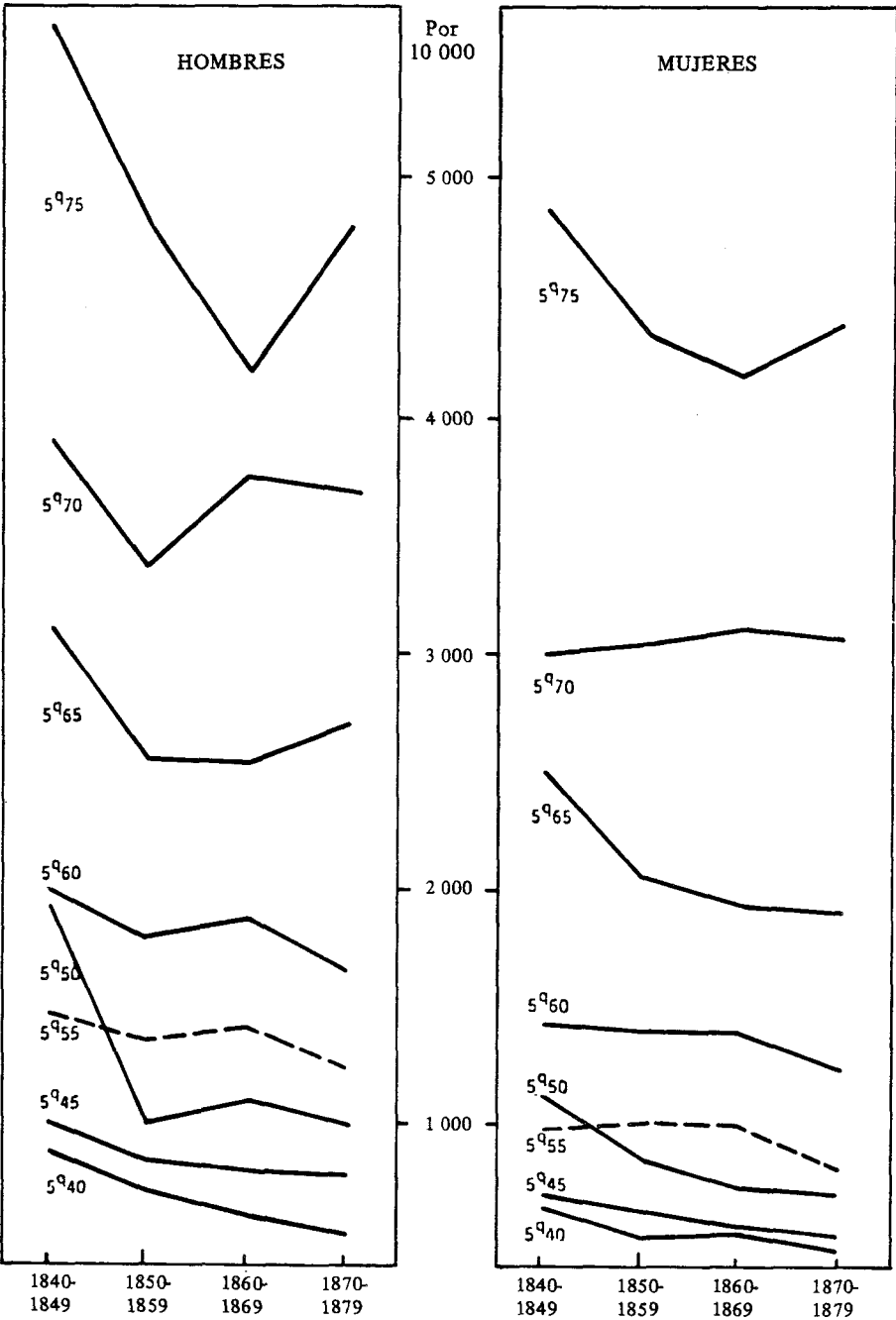
Se elaboraron tablas abreviadas de mortalidad sobre la base de las tasas de mortalidad por grupos quinquenales de edad, salvo para los menores de 5 años.

⁸Para los años 1840-1849 sólo se conocía el número de defunciones según la edad y el sexo; para los años siguientes, además del sexo y la edad, se agregó el estado civil del fallecido.

En el gráfico 2 se presentan los resultados de los valores ${}_nq_x$ para las edades que son más pertinentes para la evaluación de la técnica de cálculo indirecto. Se infiere que, salvo el período 1840-1849, los valores ${}_nq_x$ para $x = 40, 45$, etc., son bastante estables, especialmente para las mujeres. Para los hombres, los valores ${}_nq_x$ fluctúan con más frecuencia, pero estas fluctuaciones son fuertes solamente a edades muy avanzadas ($x = 70$ o más).

Gráfico 2

VALORES DE ${}_5q_x$ PARA LA POBLACION TOTAL MASCULINA Y FEMENINA
EN LA HAYA DURANTE LOS PERIODOS 1840-1849, 1850-1859,
1860-1869 Y 1870-1879



Como puede anticiparse examinando el gráfico 2, la esperanza de vida al nacer en el período 1850-1879 no varió mucho: para los varones, aumentó a partir de un valor inicial de 33,21 en el período 1840-1849 a 35,25 en los años 1850-1859 y a 34,42 y 34,90 en los siguientes decenios. La esperanza de vida a los 20 años aumentó entre los varones de 35,95 a 39,29 en el período 1850-1859, y permaneció a ese nivel en los siguientes decenios (39,25 y 39,46). Para las mujeres, se observó casi la misma evolución: la esperanza de vida al nacer aumentó después de 1840-1849 (de 38,56 a 39,67), y no varió posteriormente (39,42 y 39,65). La esperanza de vida a los 20 años aumentó de 42,15 –pasando por 42,61 y 43,08– a 43,61 años.

Antes de analizar los resultados de la estimación indirecta de la mortalidad adulta y compararlos con los valores calculados directamente, hay que hacer algunas observaciones respecto de la calidad de las tablas de mortalidad empíricas.

Para obtener una medida independiente de la coherencia interna de los datos relativos al número de defunciones y la población expuesta a riesgo, se efectuaron dos operaciones: se aplicó el método de distribución por edades de las muertes, desarrollado por Brass, y se realizó una evaluación intercensal. En ambos casos, las pruebas se limitaron a los datos del período 1850-1879, debido a que el patrón de la mortalidad en los tres decenios fue casi el mismo y, en cambio, varió fuertemente en relación con el de los años 1840-1849.

Brass⁹, demostró que la ecuación del crecimiento equilibrado, formulada en términos de las tasas brutas de crecimiento, mortalidad y natalidad de una población total, también se aplica –en las poblaciones estables– a la población que se halla por encima de determinada edad, de manera que las entradas en ese segmento de la población, divididas por la población en cuestión, menos las salidas divididas por el mismo denominador, equivalen a la tasa de crecimiento de la población de ese tramo de edades. En una población estable, esta tasa de crecimiento, naturalmente, equivale a la tasa de crecimiento de toda la población. Desviaciones de la ecuación del crecimiento equilibrado, indican si existen incoherencias en los datos, en relación con la población y las defunciones a la edad x y por encima de esa edad. Para nuestro objetivo, bastará con saber que la intersección alfa, en el cuadro siguiente, debe ser igual a la tasa de crecimiento ρ , y la pendiente beta debe ser la unidad, si es válida la hipótesis de estabilidad y si no hay irregularidades en los datos.

La aplicación de la técnica de Brass conduce a factores de ajuste que están dentro del 3%, salvo para el decenio 1860-1869, que presenta indicios de un déficit de inscripciones de defunciones o de un exceso de inscripción de personas, particularmente del sexo masculino. Las tasas de crecimiento implícitas son próximas a las que se calcularon en la población femenina estable con las tablas de

⁹W. Brass, *Methods for Estimating Fertility and Mortality from Limited and Defective Data*, Chapel Hill, North Carolina, Carolina Population Center, Laboratories for Population Studies, 1975.

mortalidad observadas para los períodos considerados, en combinación con el patrón de fecundidad.¹⁰ En el cuadro 3 se confirman estas afirmaciones.

Cuadro 3

PENDIENTE (BETA) E INTERSECCION (ALFA) EN LA ECUACION DEL CRECIMIENTO EQUILIBRADO DE BRASS, Y TASAS DE CRECIMIENTO INTRINSECAS (RHO), CALCULADAS CON LAS TABLAS DE MORTALIDAD FEMENINA PARA LOS DECENIOS CONSIDERADOS EN COMBINACION CON TASAS DE FECUNDIDAD POR EDAD ESTIMADAS (CONSTANTES)

	Períodos					
	1850-1859		1860-1869		1870-1879	
	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres
Beta	1,02	0,99	1,14	1,03	1,05	1,02
Alfa	0,014	0,010	0,009	0,010	0,010	0,010
Rho		0,009		0,009		0,009

La evaluación intercensal consistió en proyectar a la población observada con las tablas de mortalidad empíricas y comparar los resultados con la población censada al final del decenio. Para el período 1850-1859, el saldo fue menor de 1 000 personas mayores de 10 años, lo que es consecuente con las conclusiones que se habrían sacado de un análisis del material examinado hasta el momento: estimaciones de mortalidad confiables y migración neta moderada. En el siguiente decenio, hay un excedente cercano a los 1 000 varones y a las 2 500 mujeres. Los excedentes aumentan en el último decenio (1870-1879) a 3 000 y 6 000, respectivamente. Estos datos confirman la existencia de una inmigración neta no despreciable, que se acumula hacia el final del período estudiado y se concentra en el sexo femenino.

Para tener una idea acerca del grado en que la mortalidad de La Haya es "excepcional", se hizo un intento de ajustar las tablas observadas, utilizando el sistema logito de Brass. Se calcularon indicadores de bondad de ajuste.¹¹ La

¹⁰Las tasas de fecundidad por edad para los años 1879-1880 se basan en los datos de la muestra de la distribución de los nacimientos vivos según la edad de la madre, en el promedio de nacimientos vivos en 1879-1880 y en el número de mujeres por grupos de edad al 31 de diciembre de 1879. La tasa global de fecundidad resultante es de 4,85.

¹¹Los indicadores de bondad de ajuste para $l(x)$ se definen de la siguiente manera:

$$-\text{chi cuadrado} = \sum_x (l'(x) - l(x))^2 / l'(x)$$

$$-\text{desviación media absoluta} = \frac{1}{n} \sum_x |l'(x) - l(x)|$$

$$-\text{desviación media porcentual absoluta} = \frac{1}{n} \sum_x (|l'(x) - l(x)| / l(x))$$

En estas fórmulas, $l(x)$ representa los valores observados y $l'(x)$ los valores ajustados.

Todos estos indicadores tienen en común que el valor de cero indica un ajuste perfecto; sin embargo, los valores máximos de estos indicadores pueden variar.

hipótesis fundamental es que la tabla de vida general de Brass es lo que se propone ser: un modelo que reproduce bien la mortalidad occidental media. Los resultados son presentados en el cuadro 4.

Los mejores ajustes se logran en el período 1850-1859. A medida que transcurre el tiempo, se obtienen resultados un poco menos satisfactorios en los intentos de reproducir los patrones de mortalidad registrados. Los ajustes para la población femenina son menos confiables que los de la población masculina. En general, podemos concluir que el ajuste para $l(x)$ es bastante bueno, en tanto que para $q(x)$ es deficiente. Además, surgen desviaciones sistemáticas. Como bien pudo anticiparse, las desviaciones son mayores al final de la distribución. Los valores $q(x)$ son típicamente menores en la infancia, más elevados en el grupo de 1 a 15 años de edad, y mayores después de los 70 años, cuando se comparan los valores observados con los estimados. Podemos sacar la conclusión que nuestras tablas empíricas no se reproducen tan bien, con el instrumento aplicado, como podría haberse esperado. El patrón se aparta sistemáticamente del ajuste obtenido con el procedimiento. Está por verse si el procedimiento indirecto para estimar la mortalidad es suficientemente robusto al utilizar un patrón anormal de mortalidad.

Cuadro 4
PARAMETROS E INDICADORES DE BONDAD DE AJUSTE DE LAS TABLAS
EMPIRICAS DE MORTALIDAD RESPECTO DEL AJUSTE POR MINIMOS
CUADRADOS, EN EL SISTEMA LOGITO RELACIONAL DE BRASS, DE LA
HAYA, DURANTE LOS PERIODOS 1850-1859, 1860-1869 Y 1870-1879

Función	Períodos					
	1850-1859		1860-1869		1870-1879	
	$l(x)$	$q(x)$	$l(x)$	$q(x)$	$l(x)$	$q(x)$
MUJERES						
Alfa	0,08655		0,09013		0,08315	
Beta	0,77227		0,75448		0,72315	
R cuadrado	0,99760		0,99406		0,99365	
Chi cuadrado	0,00287	0,03555	0,00464	0,04986	0,00636	0,05218
MAD ^a	0,00707	0,01113	0,00940	0,01343	0,01053	0,01557
MAPD ^b	0,01643	0,14392	0,02013	0,14815	0,02675	0,14548
HOMBRES						
Alfa	0,21524		0,24365		0,23177	
Beta	0,86397		0,86044		0,84366	
R cuadrado	0,99494		0,99768		0,99707	
Chi cuadrado	0,00251	0,02781	0,00318	0,03031	0,00473	0,02625
MAD ^a	0,00633	0,00973	0,00808	0,01186	0,00826	0,01258
MAPD ^b	0,01479	0,14183	0,01865	0,11785	0,02705	0,12616

^aMAD: Desviación media absoluta.

^bMAPD: Desviación media porcentual absoluta.

4. RESULTADOS

4.1. Niveles de orfandad materna y paterna

En el cuadro 5 se presentan los datos brutos reunidos en La Haya para los períodos 1869-1871 y 1879-1880, y la proporción de novios cuya madre o padre vivían al momento del matrimonio. Los datos sólo se refieren a los grupos de edad que presentaron 20 o más casos. En el cuadro citado, y también en los que le siguen, se han reunido los datos que indican si los padres del novio o de la novia habían fallecido o no.

En el gráfico 3, se dan las proporciones de los novios que habían perdido al padre o a la madre.



Cuadro 5
INFORMACION SOBRE LA SITUACION DE ORFANDAD Y PROPORCION DE CENSADOS QUE TENIAN RESPECTIVAMENTE A LA MADRE Y EL PADRE VIVOS, LA HAYA, PERIODOS 1869-1871 Y 1879-1880

Grupos de edad de los novios	Orfandad materna					Orfandad paterna				
	Número total de casos	Número con:			Proporción con madre viva	Número total de casos	Número con:			Proporción con padre vivo
		madre viva	madre fallecida	situación de orfandad materna desconocida			padre vivo	padre fallecido	situación de orfandad paterna desconocida	
Período 1869-1871						Período 1869-1871				
15-19	120	99	21	0	0,8250	120	79	35	6	0,6930
20-24	1348	1054	292	2	0,7831	1348	855	451	42	0,6547
25-29	1368	908	460	0	0,6637	1368	771	558	39	0,5801
30-34	676	393	281	2	0,5831	676	302	344	30	0,4675
35-39	319	142	177	0	0,4451	319	102	205	12	0,3322
40-44	210	63	146	1	0,3014	210	50	149	11	0,2513
45-49	126	25	101	0	0,1984	126	21	102	3	0,1707
50-54	84	13	71	0	0,1548	84	10	70	4	0,1250
55-59	32	2	30	0	0,0625	32	1	30	1	0,0323
60-64	27	1	26	0	0,0370	27	0	27	0	0,0000
Total	4310	2700	1605	5		4310	2191	1971	148	
Período 1879-1880						Período 1879-1880				
15-19	163	141	22	0	0,8650	163	121	35	7	0,7756
20-24	1445	1098	347	0	0,7599	1445	1001	418	26	0,7054
25-29	1171	790	378	3	0,6764	1171	663	466	42	0,5872
30-34	492	296	196	0	0,6016	492	226	250	16	0,4748
35-39	272	129	143	0	0,4743	272	79	185	8	0,2992
40-44	171	62	109	0	0,3626	171	32	131	8	0,1963
45-49	85	17	68	0	0,2000	85	9	73	3	0,1098
50-54	69	12	57	0	0,1739	69	6	60	3	0,0909
55-59	41	1	40	0	0,0244	41	1	37	3	0,0263
Total	3909	2546	1360	3		3909	2138	1655	116	

Para todas las edades, los hijos sin padre aparecen con más frecuencia que los hijos sin madre, en especial en el grupo de 30 a 45 años. Es notable que, a partir de los 30 años, la proporción de huérfanos paternos era mucho mayor entre los que se casaron en 1879-1880 que entre los que se casaron en 1869-1871. Este no fue el caso para la orfandad femenina. En el presente trabajo no trataremos de explicar las causas de este fenómeno.

Nuestra principal preocupación consiste en estimar el nivel de mortalidad con los datos suministrados. Para ello, utilizaremos primeramente el método diseñado por Henry y después nos ocuparemos de los métodos de Brass y Hill y de Hill y Trussell. Por ese medio, presentaremos las estimaciones de mortalidad obtenidas de las proporciones de no huérfanos en los períodos 1869-1871 y 1879-1880. Luego, se compararán las probabilidades estimadas de sobrevivencia con los valores de las probabilidades de sobrevivencia que se dedujeron de las tablas de mortalidad empíricas. Al hacerlo, surge el problema de que las probabilidades estimadas no se refieren a períodos determinados; representan promedios de la mortalidad experimentada en el período durante el cual los padres de los huérfanos estuvieron expuestos al riesgo de morir. En los casos en que la mortalidad permaneció fundamentalmente constante, no se plantean problemas de interpretación de las estimaciones obtenidas, puesto que todas deben implicar el mismo nivel invariable de mortalidad. En la sección 3 señalamos que esta situación se presentó en La Haya entre los años 1850 y 1880.

Tampoco se presentan problemas de ubicación en el tiempo cuando se deducen las estimaciones de la proporción de huérfanos para el período entre 1869-1871 y 1879-1880; en este caso, puede reconstruirse la experiencia de una cohorte ficticia del período intercensal y las probabilidades de supervivencia que se calculan sobre la base de la información para esta "cohorte" se refieren directamente a la tabla de mortalidad de este período.¹² Sin embargo, aun en los casos en que la mortalidad no es constante y donde no se hacen estimaciones para una cohorte ficticia entre períodos de estudio, las probabilidades estimadas de supervivencia pueden relacionarse con períodos concretos.

Si se supone que la mortalidad ha experimentado cambios regulares y que el patrón de mortalidad adulta de la población estudiada es semejante al que representa la tabla estándar general, propuesta por Brass, puede encontrarse un punto en el tiempo, anterior al censo al que corresponde una tabla de mortalidad del momento, que tiene probabilidades de sobrevivencia iguales a las que se han calculado.

¹²La proporción de no huérfanos en el grupo de edad n a $n+4$ en esta cohorte ficticia (designada como $S(n,s)$) se toma de las observaciones del período 1879-1880 para los primeros dos grupos de edad; para los siguientes grupos de edad, se calcula según la fórmula: $S(n,s) = S(n-10,s)S(n,1879-80)/S(n-10,1869-71)$.

Véase United Nations, *Manual X, Indirect techniques for demographic estimation*. Population Studies, N° 81, Nueva York, 1983.

El número de años, t , que define el período al que se refieren estas tablas de mortalidad, depende principalmente del tiempo de exposición media al riesgo de muerte de los padres, y está asociado con sus edades medias.

El método que hemos descrito fue propuesto por Brass y Bamgboye¹³; se utilizará cuando comparemos e interpretemos las estimaciones de Brass-Hill y de Hill-Trussell con las tablas de mortalidad empíricas. En los dos últimos casos, compararemos también las relaciones de sobrevivencia estimadas con los niveles de mortalidad de la familia Oeste de las tablas modelos de mortalidad de Coale-Demeny. Estos niveles proporcionan un índice útil para examinar la coherencia de las propias relaciones de sobrevivencia.

El grado de concordancia entre las relaciones estimadas y empíricas de supervivencia se ha calculado, en todos los casos, por el chi cuadrado, la desviación media absoluta (MAD) y la desviación media porcentual absoluta (MAPD).

4.2. El método de Henry

Henry fue el primero en elaborar un método para calcular la mortalidad adulta a partir de la proporción de huérfanos en un determinado grupo de edades.

Si $S(n)$ es la proporción de personas de n años cuya madre aún vive, y M es la edad media de las madres al momento del nacimiento de los hijos, la probabilidad de supervivencia entre las edades M y $M + n$ (l_{M+n}/l_M) se calcula según la fórmula:

$$l_{M+n}/l_M = \frac{S(n)}{0,99} + b\sigma^2$$

En la presente fórmula, σ^2 es la varianza de la distribución por edad de las madres al momento del nacimiento de los hijos y b es una constante dependiente de M , n , y el nivel de mortalidad. Se puede utilizar una relación análoga para la orfandad paterna y la mortalidad masculina.

Varios autores han señalado que el método de Henry no es muy útil. "En primer lugar, hay que elegir una estimación de b de entre los valores estándar de Henry, pero la propia b depende del nivel (desconocido) de mortalidad. En consecuencia, es necesario efectuar una serie de aproximaciones. En segundo lugar, las probabilidades de sobrevivencia que muestra el método, generalmente se refieren a edades muy poco convencionales, ya que M y $M + n$ pocas veces coinciden con los múltiplos exactos de 5, que son las edades convencionales para el análisis de la mortalidad".¹⁴

¹³W. Brass y E.A. Bamgboye, "The time location of reports of survivorship: estimates for maternal and paternal orphanhood and the ever-widowed", *Working Paper* N° 81-1, London School of Hygiene and Tropical Medicine, Centre for Population Studies, 1981.

¹⁴H.J. Page y G. Wunsch, "Parental Survival Data: Some Results of the Application of Ledermann's Model Life Tables", *Population Studies*, vol. 30, N° 1, marzo de 1976, pp. 59-76.

Sin embargo, ello no significa que el método de Henry sea totalmente inútil; en la aplicación que sigue produce resultados aceptables para las mujeres. En el cuadro 6 se presentan, para hombres y mujeres, las diferentes etapas del cálculo del nivel de mortalidad, a partir de la proporción de no huérfanos de 20 y 25 años.¹⁵ En dicho cuadro los niveles de mortalidad se refieren al patrón de mortalidad caracterizado por el valor de la esperanza de vida a la edad 0 en las tablas modelo de mortalidad de las Naciones Unidas, elaboradas en 1955.¹⁶

Cuadro 6
ETAPAS PARA EL CALCULO DE LOS NIVELES DE
MORTALIDAD SEGUN EL METODO DE HENRY

	Orfandad materna				Orfandad paterna			
	Edad exacta n							
	$n = 20$		$n = 25$		$n = 20$		$n = 25$	
Promedio de los grupos de edades	15-19/ 20-24	19/20	20-24/ 25-29	24/25	15-19/ 20-24	19/20	20-24/ 25-29	24/25
Período 1869-71								
Proporción de no huérfanos	0,8041	0,8288	0,7234	0,7170	0,6739	0,6952	0,6174	0,5898
Primera aproximación de $l(M+n)/l(M)$	0,812	0,837	0,731	0,724	0,681	0,702	0,624	0,596
Correspondiente nivel de mortalidad	45,51	48,72	44,05	43,45	37,24	39,05	41,02	38,81
Valor correspondiente de b	0,229	0,226	0,358	0,357	0,320	0,340	0,406	0,372
Nuevo valor de $l(M+n)/l(M)$	0,822	0,847	0,746	0,739	0,743	0,768	0,703	0,668
Correspondiente nivel de mortalidad	46,79	50,00	45,41	44,74	43,06	45,73	48,20	44,75
Período 1879-80								
Proporción de no huérfanos	0,8125	0,8463	0,7182	0,7048	0,7405	0,7564	0,6463	0,5994
Primera aproximación de $l(M+n)/l(M)$	0,821	0,855	0,725	0,712	0,748	0,764	0,718	0,606
Correspondiente nivel de mortalidad	46,67	51,29	43,53	42,41	43,57	45,24	49,70	39,55
Valor correspondiente de b	0,228	0,224	0,357	0,355	0,368	0,375	0,483	0,386
Nuevo valor de $l(M+n)/l(M)$	0,831	0,865	0,740	0,727	0,819	0,837	0,812	0,681
Correspondiente nivel de mortalidad	47,95	52,90	44,83	43,71	52,05	54,36	61,05	46,00
Cohorte entre períodos de estudio								
Proporción de no huérfanos	—	—	0,7346	—	—	—	0,6813	—
Primera aproximación de $l(M+n)/l(M)$	—	—	0,742	—	—	—	0,688	—
Correspondiente nivel de mortalidad	—	—	45,00	—	—	—	46,70	—
Valor correspondiente de b	—	—	0,360	—	—	—	0,462	—
Nuevo valor de $l(M+n)/l(M)$	—	—	0,757	—	—	—	0,778	—
Correspondiente nivel de mortalidad	—	—	46,53	—	—	—	56,14	—

¹⁵Las varianzas fueron, respectivamente, 42,4830 para las mujeres y 193,9971 para los hombres.

¹⁶United Nations, *Age and sex patterns of mortality. Model life-tables for underdeveloped countries*. Population Studies, N° 22. Nueva York, 1955. Los valores de $l(M+n)/l(M)$ que se situaban fuera del rango dado por Henry se calcularon con los valores de l_x publicados en la obra de las Naciones Unidas, *Manual III. Methods for Population Projections by Sex and Age*, Population Studies, N° 25, Nueva York, 1956.

En general, la proporción de no huérfanos de 20 y 25 años exactos se calculó como el promedio de la proporción de no huérfanos en dos grupos quinquenales de edad adyacentes (15-19 y 20-24, y 20-24 y 25-29, respectivamente). La proporción resultante puede desviarse considerablemente de los resultados de un cálculo más exacto, que parta de las edades 19 y 20 y 24 y 25, respectivamente. Lo mismo sucede, naturalmente, para los niveles de mortalidad correspondientes, como se evidencia claramente en el período 1879-1880. La utilización de una proporción de no huérfanos, obtenida del promedio de dos grupos quinquenales de edad, resulta aquí en una subestimación de la tasa de mortalidad de la población en cuestión, particularmente en casos de orfandad paterna.

Las probabilidades de sobrevivencia, similares a las que pueden deducirse de los modelos de Brass-Hill y Hill-Trussell, se calcularon para los niveles de mortalidad *medios* (46,74 y 47,35 para las mujeres y 45,44 y 53,37 para los varones, respectivamente). En el cuadro 7 figura la bondad de ajuste de las estimaciones obtenidas según el método de Henry y las tablas de mortalidad empíricas. La bondad de ajuste se determina respecto de la tabla de mortalidad que describe la situación de mortalidad en el decenio directamente anterior a la época en que se conoce la proporción de no huérfanos, y respecto de la tabla de mortalidad del período anterior a la época para la que se conoce, durante más de 10 años, la proporción de no huérfanos.

Los valores estimados para las *mujeres* parecen coincidir muy bien con los valores de las tablas de mortalidad empíricas. La desviación media porcentual absoluta se halla por debajo de 3,5%. En promedio, el método de Henry subestima el nivel de mortalidad (en parte, como resultado del hecho antes mencionado de que en el promedio de los grupos de edad quinquenales contiguos se sobreestiman los valores de la proporción de no huérfanos). Obsérvese que, para el método de Henry, las desviaciones absolutas y relativas son casi independientes de la edad: aun para los valores de $l(n+40)/l(25)$ o más, las diferencias relativas no exceden 6%. La tabla de mortalidad más reciente parece coincidir mejor con los valores estimados de $l(25+n)/l(25)$.

Las estimaciones para los *varones* se apartan considerablemente de los valores de las tablas de mortalidad empíricas, en particular, cuando las cifras para 1879-1880 constituyen el punto de partida.¹⁷

4.3. Brass y Hill

El método de estimación propuesto por Brass y Hill se basa en la ecuación que relaciona la probabilidad de sobrevivencia femenina de 25 a 25 + n años con las proporciones de hombres y mujeres, en dos grupos contiguos quinquenales de

¹⁷Si se toma la proporción de no huérfanos para las diferentes edades como punto de partida, la estimación mejora considerablemente: respecto de la tabla de mortalidad para 1860-1869, el chi cuadrado desciende a 0,07280, la desviación media absoluta a 0,08559 y la desviación media porcentual absoluta a 20,93%.

Cuadro 7
INDICADORES DE BONDAD DE AJUSTE DE VALORES ESTIMADOS
 $l(25+n)/l(25)$ (MUJERES) Y $l(35+n)/l(32,5)$ (HOMBRES), UTILIZANDO EL
METODO DE HENRY Y DE VALORES EMPIRICOS CORRESPONDIENTES A
LA POBLACION TOTAL

	MUJERES		HOMBRES	
	Estimaciones para 1869-1871 en comparación con la tabla de vida para:			
	población femenina total		población masculina total	
	Período 1850-59	Período 1860-69	Período 1850-59	Período 1860-69
Chi cuadrado	0,00489	0,00088	0,01105	0,01432
MAD ^a	0,01975	0,00858	0,03333	0,03593
MAPD ^b	3,56	1,38	7,26	8,75
	Estimaciones para 1879-1880 en comparación con la tabla de vida para:			
	población femenina total		población masculina total	
	Período 1860-69	Período 1870-79	Período 1860-69	Período 1870-79
Chi cuadrado	0,00274	0,00157	0,13041	0,08246
MAD ^a	0,01535	0,00954	0,11819	0,09194
MAPD ^b	2,64	1,73	29,06	21,85
	Estimaciones para una cohorte intercensal en comparación con la tabla de vida para:			
	población femenina total		población masculina total	
	Período 1870-79		Período 1870-79	
Chi cuadrado	0,00464		0,12782	
MAD ^a	0,01456		0,11778	
MAPD ^b	2,83		27,96	

^aDesviación media absoluta.

^bDesviación media porcentual absoluta.

edad, cuya madre todavía estaba viva al momento del matrimonio. Esta ecuación tiene la forma $l(25+n)/l(25) = W(n)S(n-5) + (1,0 - W(n))S(n)$, donde $S(n)$ es la proporción de hombres y mujeres de edades n a $n+4$ años que tienen la madre viva, y $W(n)$ es el factor de ponderación empleado para tener en cuenta los patrones típicos de fecundidad y mortalidad por edades. Las ponderaciones, $W(n)$, dependen tanto de n , el punto central de los grupos de edad examinados, como de M , la edad media de las madres.

Las probabilidades de sobrevivencia masculina, en este caso a contar de la edad de 32,5 años, pueden calcularse exactamente de la misma manera, a partir de la edad media de los padres y de la proporción que tiene al padre vivo.

Surge un problema cuando se aplica el método de Brass y Hill a las mujeres. Brass y Hill sólo valoraron los factores de ponderación, $W(n)$, para las edades

medias de las madres entre 22 y 30 años. Nuestro valor de M (31,18) está fuera de ese rango. Valores de $W(n)$, para valores de n variando entre 20 y 60, han sido estimados para $M = 31$ y $M = 32$ por extrapolación lineal de los valores de $W(n)$ para las distintas edades. Luego, $W(n)$ se estimó para $M = 31,18$ por interpolación lineal entre $M = 31,0$ y $M = 32,0$.

En los cuadros 8 y 9 aparecen las estimaciones de mortalidad femenina y masculina, respectivamente, resultantes de la aplicación del método de Brass y Hill. Las estimaciones poseen poca coherencia interna, a juzgar por la variación en los niveles de la familia Oeste de las tablas modelos de mortalidad. Para las

Cuadro 8
PROBABILIDADES DE SOBREVIVENCIA FEMENINA A PARTIR DE LA EDAD 25, UTILIZANDO INFORMACION SOBRE NO HUERFANOS DE MADRE Y EL METODO DE BRASS. LA HAYA, PERIODOS 1869-71 Y 1879-80 Y COHORTE INTERCENSAL

Edad de los novios	Proporción no huérfana	Edad central n	$W(n)$	$l(25+n)/l(25)$	Nivel en familia Oeste
Período 1869-71					
15-19	0,8250	20	1,18930	0,83293	11,80
20-24	0,7831	25	1,35108	0,82502	14,21
25-29	0,6637	30	1,48186	0,70254	10,96
30-34	0,5831	35	1,59028	0,66456	12,51
35-39	0,4451	40	1,63352	0,53614	11,34
40-44	0,3014	45	1,64004	0,36732	9,48
45-49	0,1984	50	1,50048	0,22022	8,57
50-54	0,1548	55	1,23940	0,17690	12,16
55-59	0,0625	60	0,90808	0,14868	N.A.
Período 1879-80					
15-19	0,8650	20	1,18930	0,88490	15,42
20-24	0,7599	25	1,35108	0,78922	12,11
25-29	0,6764	30	1,48186	0,71244	11,39
30-34	0,6016	35	1,59028	0,67674	13,01
35-39	0,4743	40	1,63352	0,54506	11,66
40-44	0,3626	45	1,64004	0,46667	13,00
45-49	0,2000	50	1,50048	0,21306	8,27
50-54	0,1739	55	1,23940	0,20969	13,99
Cohorte intercensal					
15-19	0,8650	20	1,18930	0,88490	15,42
20-24	0,7599	25	1,35108	0,77770	11,51
25-29	0,7092	30	1,48186	0,76963	14,15
30-34	0,5838	35	1,59028	0,62925	11,11
35-39	0,5068	40	1,63352	0,59790	13,67
40-44	0,3630	45	1,64004	0,44960	12,39
45-49	0,2277	50	1,50048	0,23686	10,26
50-54	0,2094	55	1,23940	0,25283	16,26

Cuadro 9
 PROBABILIDADES DE SOBREVIVENCIA MASCULINA A PARTIR DE LA
 EDAD 32,5, UTILIZANDO INFORMACION SOBRE NO HUERFANOS DE
 PADRE Y EL METODO DE BRASS. LA HAYA, PERIODOS 1869-71 Y 1879-80
 Y COHORTE INTERCENSAL

Edad de los novios	Proporción no huérfana	Edad central <i>n</i>	<i>W(n)</i>	$l(35 + n)/l(32,5)$	Nivel en familia Oeste
Período 1869-71					
15-19	0,6930	20	0,70408	0,68167	10,34
20-24	0,6547	25	0,68947	0,63153	12,34
25-29	0,5801	30	0,56468	0,53108	12,91
30-34	0,4675	35	0,36871	0,38209	12,08
35-39	0,3322	40	0,06453	0,25652	12,42
40-44	0,2513	45	-0,24737	0,15076	13,50
45-49	0,1707	50	-0,44848	0,10450	N.A.
50-54	0,1250	55	-0,52290	-0,01617	N.A.
Período 1879-80					
15-19	0,7756	20	0,70408	0,75483	13,73
20-24	0,7054	25	0,68947	0,66870	13,92
25-29	0,5872	30	0,56468	0,53827	13,19
30-34	0,4748	35	0,36871	0,36394	11,37
35-39	0,2992	40	0,06453	0,20294	9,86
40-44	0,1963	45	-0,24737	0,08840	8,97
45-49	0,1098	50	-0,44848	0,08242	N.A.
50-54	0,0909	55	-0,52290	-0,00748	N.A.
Cohorte intercensal					
15-19	0,7756	20	0,70408	0,75483	13,73
20-24	0,7054	25	0,68947	0,69043	14,94
25-29	0,6572	30	0,56468	0,59382	15,53
30-34	0,5116	35	0,36871	0,40264	12,92
35-39	0,3390	40	0,06453	0,22281	10,81
40-44	0,2148	45	-0,24737	0,08657	8,83
45-49	0,1120	50	-0,44848	0,06232	N.A.
50-54	0,0777	55	-0,52290	-0,01428	N.A.

mujeres, la estimación más coherente es la del período 1869-1871, a juzgar por la varianza de los niveles ($\sigma^2 = 2,7193$ contra 3,8842 y 3,9816). Ello también sucede para los hombres, pero en este caso las diferencias son más extremas ($\sigma^2 = 0,9518$ contra 3,6832 y 5,4388).

Sin embargo, nos interesa principalmente la coherencia externa. A juzgar por los valores de *t* (que van de 9,57 a 15,97 para los hombres, y de 7,88 a 16,45 para las mujeres), las estimaciones para el período 1869-1871 se refieren en parte al período 1860-1869, pero principalmente al decenio 1850-1859. Análogamente, las estimaciones de 1879-1880 se ubican preferentemente en el período que

precedió a la época de observación en más de 10 años (para los hombres, t tiene valores que van de 9,29 a 16,95; para las mujeres de 7,75 a 15,14). Sin embargo, en ambos casos realizamos las comparaciones entre las estimaciones y las tablas de mortalidad empíricas de los dos decenios. En el cuadro 10 se presenta un resumen de lo expuesto.

Cuadro 10
INDICADORES DE BONDAD DE AJUSTE DE LOS VALORES ESTIMADOS DE $l(25+n)/l(25)$ (MUJERES) Y $l(35+n)/l(32,5)$ (VARONES), UTILIZANDO EL METODO DE BRASS Y LOS VALORES EMPIRICOS PARA LA POBLACION TOTAL

	MUJERES		HOMBRES	
	Estimaciones para 1869-1871 en comparación con la tabla de vida para: población femenina total		población masculina total	
	Período 1850-59	Período 1860-69	Período 1850-59	Período 1860-69
Chi cuadrado	0,04961	0,06509	0,00494	0,00820
MAD ^a	0,03599	0,04093	0,02100	0,02620
MAPD ^b	8,25	9,19	4,49	6,30
	Estimaciones para 1879-1880 en comparación con la tabla de vida para: población femenina total		población masculina total	
	Período 1860-69	Período 1870-79	Período 1860-69	Período 1870-79
Chi cuadrado	0,05283	0,07948	0,01631	0,01275
MAD ^a	0,03246	0,03929	0,03723	0,02582
MAPD ^b	7,22	8,46	7,76	6,58
	Estimaciones para una cohorte intercensal en comparación con la tabla de vida para: población femenina total		población masculina total	
	Período 1870-79		Período 1870-79	
Chi cuadrado	0,05167		0,01386	
MAD ^a	0,03973		0,03529	
MAPD ^b	7,97		7,21	

^aDesviación media absoluta.

^bDesviación media porcentual absoluta.

En general, las desviaciones relativas son muy pequeñas hasta un valor de $l(25+40)/l(25)$: salvo dos valores, las desviaciones son menores de 6% para las mujeres. Diferencias de más de 10% sólo aparecen en los grupos de mayor edad. Para los varones, las desviaciones relativas son, en promedio, ligeramente inferiores, pero ello se debe a que en los grupos de mayor edad se han observado variaciones menos extremas. Las estimaciones para los varones a menudo dan una sobreestimación de los valores de $l(35+n)/l(32,5)$ respecto de los valores de las

tablas de mortalidad empíricas (es decir, una subestimación de la tasa de mortalidad); esa tendencia no es notoria en el caso de las mujeres. Como cabía prever de los valores de t , la comparación de las estimaciones con las tablas empíricas generalmente muestra desviaciones menores cuando los períodos de esas tablas preceden en más de 10 años a la época de observación. La cohorte intercensal para las mujeres coincide muy bien con la tabla de mortalidad de los años 1870-1879 (desviación media porcentual absoluta = 4,40%), salvo los valores máximos de $l(25+n)/l(25)$.

4.4. Hill y Trussell

El procedimiento de cálculo propuesto por Hill y Trussell se basa en la siguiente ecuación:

$$l(25+n)/l(25) = a(n) + b(n)M + c(n)S(n-5)$$

donde $a(n)$, $b(n)$ y $c(n)$ son los coeficientes dados.

En el cuadro 11 aparecen los resultados de la aplicación de esta técnica a las informaciones referentes a La Haya. En comparación con el método de Brass, los niveles de la familia Oeste de las tablas modelos de mortalidad se aproximan más entre sí que en el caso de Brass y Hill. La varianza es significativamente menor (1,2145, 1,6497 y 1,2419 en contraposición con 2,7193, 3,8842 y 3,9816, respectivamente). Como aparece en el cuadro 12, la validación externa arroja también mejores resultados: todos los indicadores de bondad de ajuste utilizados producen valores mucho menores que los del método de Brass.¹⁸ En este caso, las desviaciones de $l(25+45)/l(25)$ elevan principalmente el nivel de estos indicadores: antes de esta edad, aparece generalmente una fuerte coincidencia entre la estimación y la observación. Los valores de $l(n+25)/l(25)$ para $n = 45$ o menos, difieren de los valores observados en más de un 6% sólo en dos casos. En general, la estimación indirecta da por resultado una sobreestimación del riesgo de mortalidad. Una vez más, la desviación entre las estimaciones y la realidad es menor en las tablas de mortalidad que se refieren a un período anterior a la época del estudio, distante en más de 10 años; nuevamente, los valores de t dan una ubicación más precisa de las estimaciones. Si, en la cohorte intercensal, se desecha el grupo de edad máxima, la desviación media llega sólo a 3,85%.

La comparación de los cuadros 7, 10 y 12 muestra que, para las mujeres, el método de Henry produce las mejores estimaciones. Para los varones, es superior el método de Brass; sin embargo, los resultados del método de Henry pueden mejorarse si se calcula la proporción de no huérfanos con mayor precisión.

En los gráficos 4 a 9 se resumen estos resultados. Una vez más, salta a la vista que pueden obtenerse resultados satisfactorios con la técnica de estimación indi-

¹⁸Los valores de t , una vez más, se refieren principalmente a las tablas de mortalidad más antiguas: t varía de 8,88 a 15,16 en 1869-1871, y de 8,95 a 14,46 en 1879-1880.

recta –con la salvedad del método de Henry para los hombres–, en particular si se limitan las estimaciones de $l(n+25)/l(25)$ y $l(35+n)/l(32,5)$ a valores en que n es menor de 45.

Aunque las diferentes técnicas de estimación generalmente producen resultados satisfactorios e incluso buenos, es, sin embargo, importante buscar las causas de las desviaciones que se observan. De este modo, se podrá considerar si ciertos ajustes de las estimaciones pueden conducir a mejores resultados.

Cuadro 11
PROBABILIDADES DE SOBREVIVENCIA FEMENINA A PARTIR DE LA EDAD 25, UTILIZANDO INFORMACION SOBRE NO HUERFANOS DE MADRE Y EL METODO DE REGRESION. LA HAYA, PERIODOS 1869-1871 Y 1879-1880 Y COHORTE INTERCENSAL

Edad de los novios	Proporción no huérfanos	Edad central n	$l(25+n)/l(25)$	Nivel en familia Oeste
<u>Período 1869-71</u>				
15-19	0,8250	20	0,83528	11,95
20-24	0,7831	25	0,80898	13,27
25-29	0,6637	30	0,70620	11,13
30-34	0,5831	35	0,64406	11,69
35-39	0,4451	40	0,51826	10,72
40-44	0,3014	45	0,37423	9,72
45-49	0,1984	50	0,26001	10,20
<u>Período 1879-80</u>				
15-19	0,8650	20	0,87730	14,90
20-24	0,7599	25	0,78511	11,89
25-29	0,6764	30	0,71926	11,70
30-34	0,6016	35	0,66344	12,50
35-39	0,4743	40	0,54985	11,83
40-44	0,3626	45	0,44295	12,16
45-49	0,2000	50	0,26184	10,28
<u>Cohorte intercensal</u>				
15-19	0,8650	20	0,87730	14,90
20-24	0,7599	25	0,78511	11,89
25-29	0,7092	30	0,75300	13,32
30-34	0,5838	35	0,64480	11,72
35-39	0,5068	40	0,58501	13,19
40-44	0,3630	45	0,44340	12,18
45-49	0,2277	50	0,29357	11,54

Cuadro 12

INDICADORES DE BONDAD DE AJUSTE DE LOS VALORES ESTIMADOS DE $l(25+n)/l(25)$ (MUJERES), UTILIZANDO EL METODO DE REGRESION Y LOS VALORES EMPIRICOS PARA LA POBLACION TOTAL

Estimaciones para 1869-71 en comparación con la tabla de mortalidad para toda la población femenina		
	Período 1850-59	Período 1860-69
Chi cuadrado	0,02148	0,03424
MAD ^a	0,02646	0,03469
MAPD ^b	5,84	7,35
Estimaciones para 1879-80 en comparación con la tabla de mortalidad para toda la población femenina		
	Período 1860-69	Período 1870-79
Chi cuadrado	0,01366	0,03131
MAD ^a	0,02031	0,03545
MAPD ^b	4,26	7,06
Estimaciones para la cohorte intercensal en comparación con la tabla de mortalidad para toda la población femenina en el período 1870-79		
Chi cuadrado	0,01381	
MAD ^a	0,02730	
MAPD ^b	5,09	

^aDesviación media absoluta.

^bDesviación media porcentual absoluta.

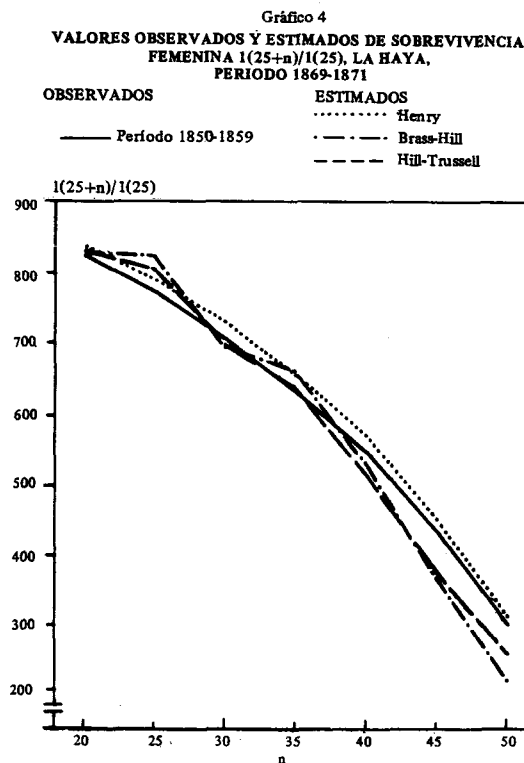


Gráfico 5

**VALORES OBSERVADOS Y ESTIMADOS DE SOBREVIVENCIA
FEMENINA $1(25+n)/1(25)$, LA HAYA,
PERIODO 1879-1880**

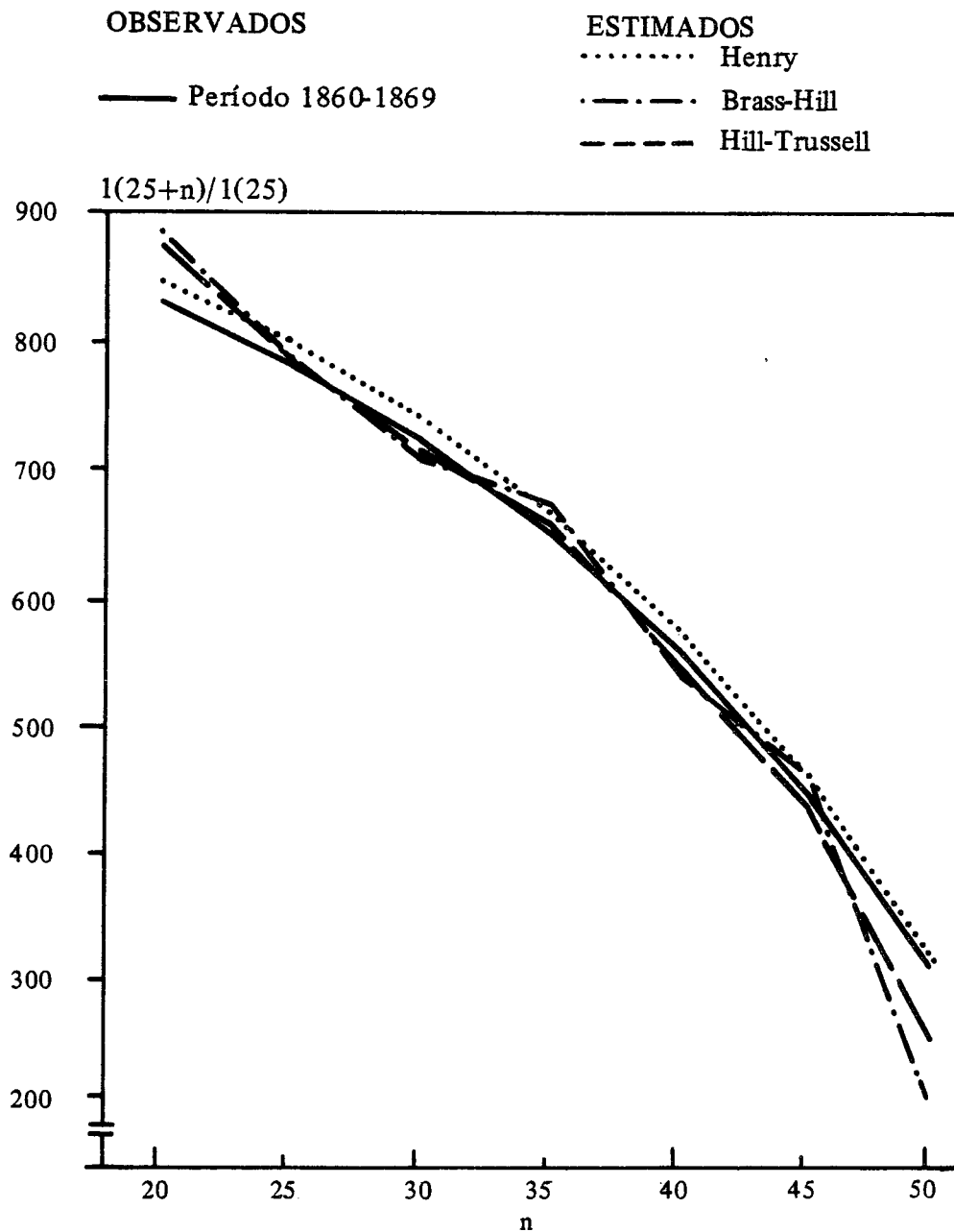


Gráfico 6

VALORES OBSERVADOS Y ESTIMADOS DE
SOBREVIVENCIA MASCULINA $1(35+n)/1(32.5)$,
LA HAYA, PERIODO 1869-1871

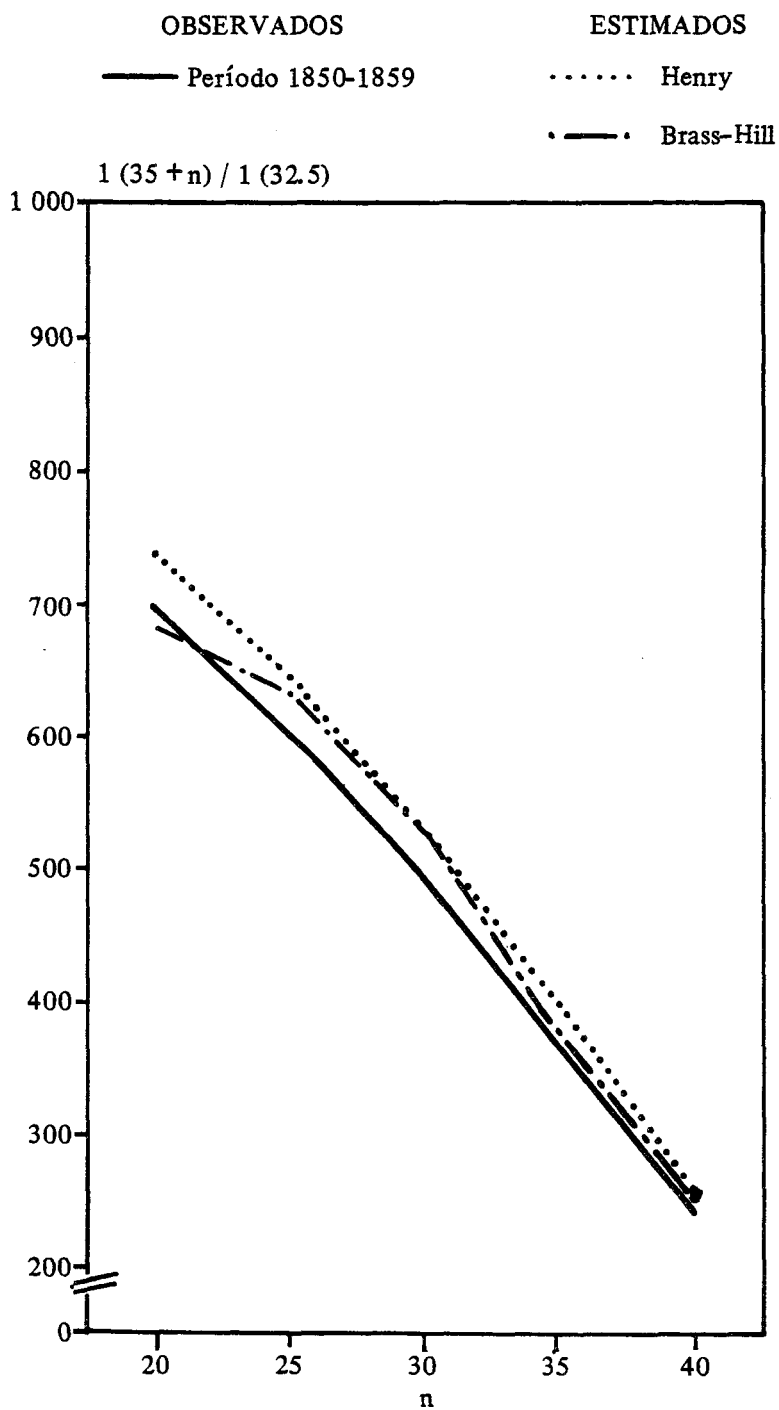


Gráfico 7

VALORES OBSERVADOS Y ESTIMADOS DE
SOBREVIVENCIA MASCULINA $1(35+n)/1(32.5)$,
LA HAYA, PERIODO 1879-1880

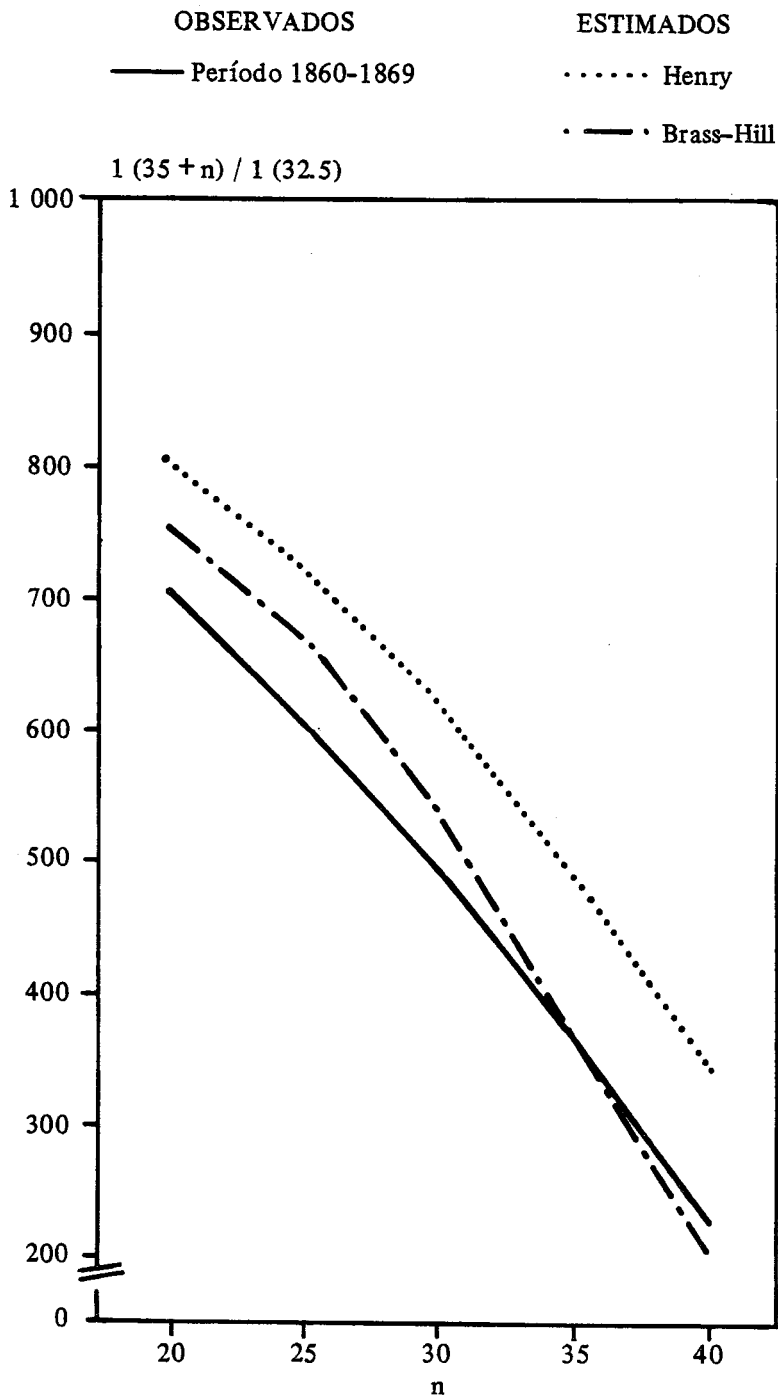


Gráfico 8

VALORES OBSERVADOS Y ESTIMADOS DE SOBREVIVENCIA
FEMENINA $1(25+n)/1(25)$, LA HAYA,
COHORTE INTERCENSAL

OBSERVADOS

—— Período 1870-1879

ESTIMADOS

..... Henry

— · — · Brass-Hill

— — — Hill-Trussell

$1(25+n)/1(25)$

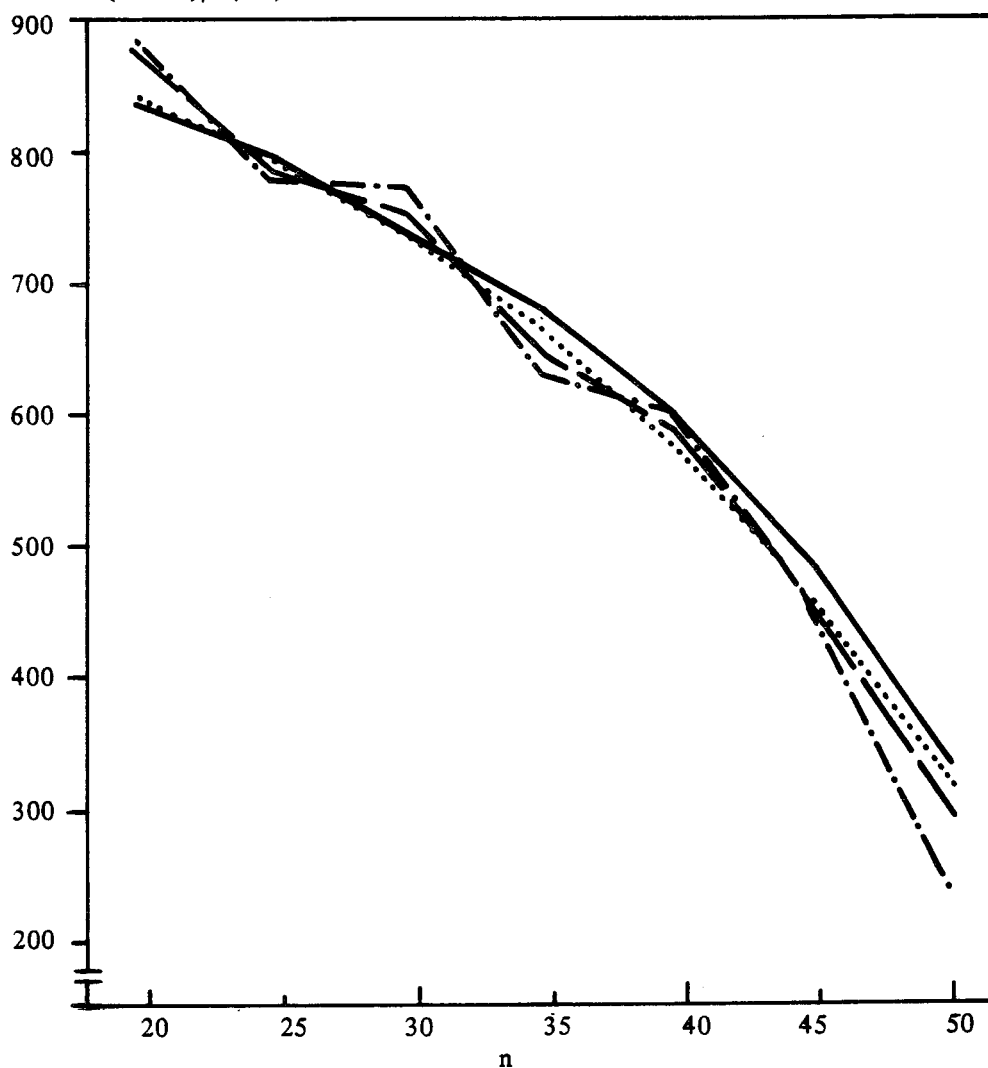
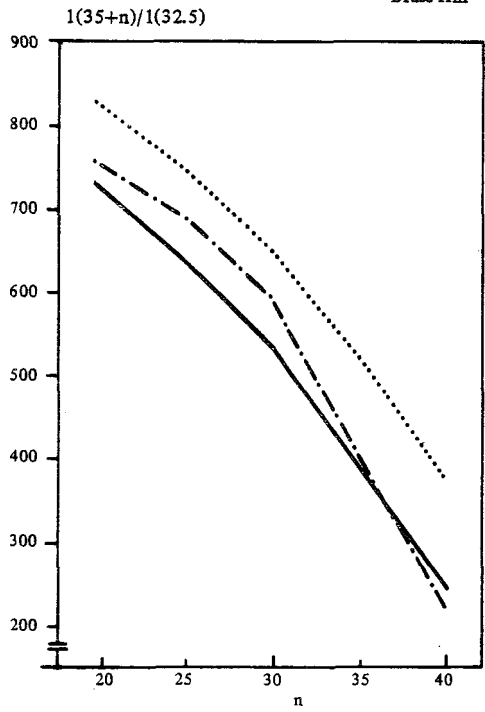


Gráfico 9
**VALORES OBSERVADOS Y ESTIMADOS DE
 SOBREVIVENCIA MASCULINA $1(35+n)/1(32.5)$,
 LA HAYA, COHORTE INTERCENSAL**
 OBSERVADOS ESTIMADOS
 Período 1870-1879 Henry
 Brass-Hill



5. FUENTES DE VARIABILIDAD

5.1. Introducción

Las desviaciones entre las estimaciones de la mortalidad adulta obtenidas a partir de informaciones sobre orfandad y niveles de mortalidad registrados en las tablas de mortalidad empíricas pueden deberse a varias causas, las que son resumidas en el cuadro 13. Este cuadro se presenta como un marco de referencia, que podrá servir de guía para el análisis que sigue.

Cuadro 13
**FUENTES DE VARIABILIDAD DE LAS ESTIMACIONES INDIRECTA Y DIRECTA
 DE LA MORTALIDAD ADULTA**

I. Elemento de referencia:	Calidad de las tablas de mortalidad utilizadas para comparar las estimaciones derivadas de información sobre orfandad.
II. Datos:	A. Errores de información B. Problemas de muestreo <ol style="list-style-type: none"> 1. Selectividad 2. Variaciones aleatorias
III. Procedimientos de estimación:	A. Hipótesis demográficas B. Inexactitudes debidas a aproximaciones en los cálculos.

El análisis de los datos nos permite tener confianza en las tablas de mortalidad empíricas, de tal forma que podemos desechar la posibilidad de diferencias debidas más bien al instrumento de medición que al objeto de la medida. También se ha prestado atención a la calidad de los datos utilizados para la estimación indirecta de la mortalidad. En el capítulo 3 se llegó a la conclusión de que la calidad de los datos es bastante aceptable, especialmente si se tiene en cuenta que serán empleados en un procedimiento cuya finalidad es proporcionar estimaciones burdas de la mortalidad adulta en los casos en que las estadísticas vitales son defectuosas.

Las técnicas utilizadas para estimar la mortalidad adulta a partir de la proporción de no huérfanos se basan en valores simulados en poblaciones teóricas, definidas según las tablas modelo de fecundidad y mortalidad. En las expresiones matemáticas de las proporciones de no huérfanos se incluyen dos tipos de hipótesis, que constituyen la base del método que se examina: acerca del comportamiento demográfico y de la validez de las aproximaciones utilizadas en los cálculos matemáticos. Una cosa es suponer que una población se halla dentro de un rango preconcebido de experiencia demográfica (niveles y patrones de mortalidad, fecundidad, migración, y sus evoluciones), y otra creer realmente que eso se acerca a la realidad en situaciones "típicas" de aplicación. Algo muy diferente es simplificar el asunto utilizando una hipótesis, sabiendo que puede no ser cierta.

Existe un tercer tipo de hipótesis que el método formula, es decir, la que sabemos que no es cierta, pero no tenemos alternativa en cuanto a si se formula o no, ya que las características intrínsecas de la estimación indirecta de la mortalidad la hace inevitable. Estos supuestos se examinarán al tratar de los efectos de la selectividad.

Después de examinar el punto B, trataremos de formarnos una idea de la robustez del método frente a desviaciones de los supuestos relacionados con uno de los aspectos del comportamiento demográfico, el de la edad media de las madres.

5.2. Problemas de muestreo

Los elementos de la población de la que se sacarán deducciones son las personas adultas, definidas desde el punto de vista de:

- a) características demográficas (edad, sexo, número de hijos tenidos, etc.)
- b) referencia temporal
- c) referencia geográfica

Por ejemplo, para la orfandad materna, la población de la que se busca información está integrada únicamente por mujeres (independientemente del estado civil, número de hijos tenidos, etc.), en un período anterior en unos 20 años a la época en que se reunió la información, que viven en la zona geográfica donde se realizó el estudio. Puesto que las unidades de observación de las técnicas indirectas de estimación no son análogas con los elementos de la población, se presentan problemas con la definición de los componentes a) y c) mencionados anteriormen-

te. En el análisis siguiente, se adopta la perspectiva de la teoría de muestreo para ilustrar los problemas que se plantean incluso en un diseño perfecto de muestra de los encuestados, debido a que la información que nos interesa no se relaciona con ellos mismos, sino con sus padres. Por lo tanto, se hará una breve referencia a las fluctuaciones aleatorias.

5.2.1. Selectividad

a) Características demográficas

Los individuos de nuestra población adulta en el período de referencia deberían tener todos, en teoría, la misma probabilidad de ser incluidos en el estudio, o, si no igual probabilidad, al menos una conocida, para que pudiesen adoptarse ponderaciones como medidas correctivas. Es imposible cumplir con estas normas, habida cuenta de las características intrínsecas de las unidades de observación, que constituyen una muestra de los hijos de los individuos que componen la población.

En consecuencia, las probabilidades estimadas de sobrevivencia reflejan solamente la experiencia de mortalidad de los padres que tienen hijos que les sobreviven; cuando la sobrevivencia de los padres está correlacionada con la probabilidad de que sus hijos sean incluidos en el estudio, o sea, relacionada con la sobrevivencia del hijo —o con el número de hijos por padre— las probabilidades estimadas no se refieren a toda la población. Incluso en un diseño perfecto de muestra para escoger a las personas estudiadas entre individuos de una determinada época, o aun para reunir información de toda una población de sobrevivientes, no se evita esta selectividad. Cuando se presente un posible sesgo, lo señalaremos en forma breve.

El hecho de que la probabilidad de que se escoja a un padre en la muestra sea proporcional al número de hijos que tiene, se trata generalmente al suponer que no hay relación entre la mortalidad de los padres y el número de hijos que han tenido, de modo que la selectividad respecto del número de hijos no implica selectividad respecto de la mortalidad de los padres.

Sin embargo, las fuentes tanto de países desarrollados como en desarrollo prueban que existen diferencias de mortalidad entre las mujeres con diferente número de hijos. Las diferencias más significativas que se registran están relacionadas con el primer nacimiento y los órdenes de nacimiento muy elevados (8 +): ambas parideces se relacionan generalmente con una mayor mortalidad materna.¹⁹

¹⁹J.P. Bardet, K.A. Lynch, G.P. Mineau, M. Hainworth, M. Skolnick, "La mortalité maternelle autrefois: une étude comparée (de la France de l'ouest à l'Utah)", *Annales de Démographie Historique*, 1981, pp. 31-48.

N.M. Kamel, "Determinants and patterns of female mortality associated with women's reproductive role", pp. 179-191, en *Sex differentials in mortality. Trends, determinants and consequences*, editado por A.D. López y L.T. Ruzicka, Miscellaneous Series N° 4, Department of Demography, Australian National University, Canberra, 1983.

Basado en una operación de simulación, Bartlema llegó a la conclusión de que una diferencia clara en materia de mortalidad materna según el número de hijos tenidos, *no* tenía efecto significativo en las estimaciones que analizamos.²⁰

El problema es que en las comparaciones de la mortalidad según la paridez no se incluye a las mujeres que no tienen hijos (en su mayoría mujeres solteras). Las estimaciones de mortalidad obtenidas de los datos sobre orfandad tienen esa deficiencia: se refieren únicamente a la mortalidad de la población que alguna vez tuvo un hijo, en contraste con las tablas de mortalidad empíricas.

Sin embargo, se puede hacer una comparación más precisa entre las estimaciones de mortalidad y las tablas de mortalidad empíricas, calculando una tabla de mortalidad para los hombres y mujeres que alguna vez se han casado, excluyendo así a los que no tuvieron hijos.

La comparación de las tablas de mortalidad de los alguna vez casados con las de la población total revela diferencias interesantes. A la edad de 20 años, la esperanza de vida de los hombres no solteros es un año mayor que la de la población masculina total (en 1870-1879 es de casi dos años), y, para las mujeres alguna vez casadas, es un año *menor* que la de toda la población (sin embargo, esa diferencia desaparece en el período 1870-1879). La mortalidad de las mujeres no solteras es más elevada en el tramo de edades en que ocurre la mayor parte de la procreación, pero es menor en los otros. Para los varones, las condiciones de mortalidad entre los no solteros son favorables a lo largo de toda la vida.

Mediante la utilización de los indicadores usuales de bondad de ajuste, en el cuadro 14 se comparan los resultados de la estimación indirecta de los valores de $l(25+n)/l(25)$ y $l(35+n)/l(32,5)$ según los métodos de Henry, Brass-Hill y Hill-Trussell, con los valores equivalentes obtenidos de las tablas de mortalidad empíricas para la población no soltera de La Haya. Para las mujeres, el método de Henry arroja estimaciones menos exactas cuando se comparan los resultados con las tablas de mortalidad de las no solteras, que cuando se comparan con las tablas de mortalidad de la población total. Lo mismo ocurre con el método de Brass, y también con el de regresión, salvo en la comparación con la tabla de mortalidad para el período 1860-1869. Para los varones, por otra parte, tanto el método de Brass como el de Henry arrojan estimaciones más exactas de los valores de $l(35+n)/l(32,5)$ para los no solteros que para los valores equivalentes de la tabla de mortalidad para la población total. Sin embargo, el *patrón* de las desviaciones no se ve afectado cuando se toman como elementos de comparación las tablas de mortalidad de los no solteros.

²⁰J. Bartlema, *Simulation of the effects of mortality differentials by parity on proportions orphaned using data from The Hague, 1880*, Tilburg, 1984.

Cuadro 14

INDICADORES DE BONDAD DE AJUSTE ENTRE a) LOS VALORES ESTIMADOS DE $l(25+n)/l(25)$ (MUJERES) Y b) LOS DE $l(35+n)/l(32,5)$ (VARONES) UTILIZANDO LOS METODOS DE HENRY, BRASS-HILL Y DE REGRESION Y LOS VALORES EMPIRICOS PARA LA POBLACION NO SOLTERA

	Estimaciones de $l(25 + n)/l(25)$ utilizando:						Estimaciones de $l(35 + n)/l(32,5)$ utilizando:			
	método de Henry		método de Brass		método de regresión		método de Henry		método de Brass	
	Estimaciones para 1869-71 en comparación con la tabla de mortalidad para:									
	Período 1850-59	Período 1860-69	Período 1850-59	Período 1860-69	Período 1850-59	Período 1860-69	Período 1850-59	Período 1860-69	Período 1850-59	Período 1860-69
Chi cuadrado	0,00840	0,00791	0,05167	0,05801	0,02171	0,02789	0,00665	0,00893	0,00340	0,00583
MAD ^a	0,02716	0,02637	0,03884	0,04285	0,03036	0,03403	0,02546	0,02743	0,01762	0,02174
MAPD ^b	4,66	4,27	8,58	9,24	6,31	6,94	5,66	6,79	3,56	4,94
	Estimaciones para 1879-80 en comparación con la tabla de mortalidad para:									
	Período 1860-69	Período 1870-79	Período 1860-69	Período 1870-79	Período 1860-69	Período 1870-79	Período 1860-69	Período 1870-79	Período 1860-69	Período 1870-79
Chi cuadrado	0,01220	0,00295	0,05310	0,08768	0,01579	0,03662	0,11401	0,06103	0,01344	0,01756
MAD ^a	0,03314	0,01347	0,03972	0,04138	0,02673	0,03754	0,10969	0,07725	0,03369	0,02461
MAPD ^b	5,56	2,41	8,22	8,83	4,84	7,46	26,71	18,15	7,41	6,98
	Estimaciones para la cohorte intercensal en comparación con la tabla de mortalidad para el período 1870-79:									
Chi cuadrado	0,00655		0,05743		0,01701		0,10120		0,00968	
MAD ^a	0,01739		0,04187		0,02976		0,10309		0,02462	
MAPD ^b	3,36		8,37		5,56		24,07		5,57	

^aDesviación media absoluta

^bDesviación media porcentual absoluta

Una segunda fuente de selectividad radica en el hecho de que no se incluye a los padres de las personas que murieron antes de la época de observación. La hipótesis que aquí se formula es que no existe relación alguna entre la mortalidad de los padres y de los hijos.

Existen pocas evidencias *directas* de que *sí hay* una relación entre la supervivencia de los padres y la de los hijos, al menos para el siglo XIX. Para el pequeño pueblo holandés de Hindeloopen, Van Gelder descubrió que, en el período 1829-1839, los huérfanos de 18 años o menos tenían una mortalidad más elevada que los niños que vivían con familias completas.²¹ Diederiks calculó que los huérfanos que vivían en los orfanatos de Amsterdam durante el período de 1800-1820 tenían una tasa de mortalidad superior en un 30% a la de la población total de 18 años o menos.²²

Una investigación efectuada a fines del decenio de 1860, acerca de la situación de los niños que trabajaban en las fábricas, demostró que las condiciones de salud de los huérfanos, especialmente los de los orfanatos de Amsterdam, eran mucho menos favorables (medidas según la talla y la capacidad vital) que las de sus contemporáneos.²³ Es razonable deducir que su mortalidad era también más alta.

En las publicaciones especializadas relativas a las diferencias de mortalidad según la situación socioeconómica se pueden encontrar pruebas indirectas de la existencia de una relación entre la mortalidad de los padres y de los hijos: las condiciones socioeconómicas adversas o favorables —uno de los determinantes principales de la mortalidad a comienzos del período industrial— afectan por igual la mortalidad de los padres y de los hijos, aunque no necesariamente en el mismo grado. Prueba de ello se halla en las informaciones reunidas en La Haya durante los períodos 1866-1874 y 1875-1884, relativas a las tasas de mortalidad por edad para los 23 distritos de la ciudad: las tasas de mortalidad para los grupos de edades menores de 1 año, de 1 a 4 años y de 5 a 14 años se relacionaban positivamente, a nivel de distrito, con las de los grupos de edad de 20 a 64 años y 65 años o más.²⁴

²¹C.E.M. Van Gelder, *Hindeloopen in de jaren 1830-1839*. Mededeling N° 5 van de afdeling Historische Geografie, Geografisch Instituut Utrecht, 1967.

²²H. Diederiks, *Een stad in verval. Amsterdam omstreeks 1800*. Demografisch, economisch, ruimtelijk. Amsterdamse Historische Reeks 1. Amsterdam 1982.

²³*Rapport der Commissie belast met het onderzoek naar den toestand der kinderen in fabrieken arbeidende*. Uitgegeven op last van den minister van binnenlandsche zaken. Eerste aflevering. Eindverslag Leiden 1867.
Tweede aflevering. Resultaten van het vergelijkende onderzoek van lengte, gewigt, vitale capaciteit en spierkracht. Leiden 1867.

²⁴*Sterftecijfers van de stad 's-Gravenhage over de jaren 1866-1884*. Uitgegeven door de Vereeniging tot Verbetering van den Gezondheidstoestand, s'-Gravenhage 1889.

Por consiguiente, es plausible suponer que la realidad no se ajuste a la hipótesis de que no hay relación entre la mortalidad de los padres y la de los hijos. Como consecuencia, las probabilidades estimadas de sobrevivencia estarán exageradas.

Hace poco, Palloni y otros llegaron a la conclusión, mediante un ejercicio de simulación, que la magnitud de este sesgo es muy moderada.²⁵ Sin embargo, circunscribieron su simulación a poblaciones con esperanzas de vida mucho más elevadas que las que caracterizaban a La Haya en el siglo XIX (45 contra 39 y 35 años).

Existe un último factor con un posible efecto distorsionante sobre las estimaciones indirectas de la mortalidad, que no está relacionado con el método como tal, sino que tiene que ver con el hecho de que la aplicación actual se basa en informaciones procedentes de los registros de matrimonio. En una economía agraria y artesanal, varios autores han sostenido que existe una relación entre la muerte del padre, la subsiguiente disponibilidad de un negocio, taller, casa o vivienda, y, a partir de ahí, una mayor frecuencia de matrimonios, o a edades más tempranas. Ohlin, por ejemplo, ha dicho: "en tales circunstancias (es decir, cuando el matrimonio dependía de encontrar un medio de subsistencia y la herencia era una ocasión frecuente de contraer matrimonio: *FvP/IB*), cabría prever que la elevada mortalidad fuera causa de herencias anticipadas y matrimonios a edades más tempranas"²⁶. Resulta tentador concluir de lo anterior que los huérfanos, en comparación con la población total, están excesivamente representados entre los que contraen matrimonio, lo que introduce otra fuente de selectividad que conduce a estimaciones de la mortalidad demasiado elevadas.

Sin embargo, la existencia de una relación causal (en un macro nivel), entre una mayor mortalidad por una parte, y una menor edad al momento del matrimonio y mayor frecuencia del mismo, por otra parte, no significa que los *huérfanos* se casan con mayor frecuencia y a edades más tempranas que los hijos cuyos padres aún viven. Pero es posible que en un medio industrial urbano como el de La Haya del siglo XIX, la relación entre la mortalidad de los padres y el matrimonio de los hijos fuera más débil que en una sociedad basada en la producción agraria y artesanal.

²⁵A. Palloni, M. Massagli and J. Marcotte, "Estimating Adult Mortality with Maternal Orphanhood Data: Analysis of Sensitivity of the Techniques". *Population Studies*, vol. XXXVIII, N° 2 (July, 1984), pp. 255-279.

²⁶G. Ohlin, "Mortality, Marriage and Growth in Pre-Industrial Populations". *Population Studies*, Vol. XIV, N° 3, March 1961, pp. 190-197. Véase también E. W. Hofstee, *De demografische ontwikkeling van Nederland in de eerste helft van de negentiende eeuw. Een historisch-demografische en sociologische studie*, 1978. Van Loghum Slaterus, esp., p. 94, y J. Dupâquier, "De l'animal à l'homme: le mécanisme auto-régulateur des populations traditionnelles". *Revue de l'Institut de Sociologie*, 1972/2, pp. 177-211.

La simulación efectuada por Bartlema, mencionada anteriormente, da sustento al argumento de que el sesgo que significa tomar la proporción de huérfanos de los no solteros, como representantes de toda la población, no es del todo significativo, al menos para el sexo femenino, en el período que aquí se estudia.

b) Referencia geográfica

Hasta el momento, hemos analizado los problemas causados por la definición del componente a), mencionado anteriormente. La referencia temporal es un tema que ha recibido amplia atención en otros estudios y no será examinada en este contexto. Si pasamos al siguiente rubro, en el cuadro 13, la zona geográfica de referencia, nos encontramos con un tema del que poco se habla en las publicaciones especializadas. Sin embargo, éste es un factor digno de atención cuando se aplica el método a zonas que no están cerradas a la migración.

Si en una zona existe una concentración de inmigrantes cuyos padres han fallecido, las estimaciones de la mortalidad de los padres serán muy elevadas. Existen pocas dudas de que la proporción de huérfanos *se ve* afectada por la afluencia de migrantes. De los huérfanos que vivían en La Haya en el momento de contraer matrimonio, entre un 40 y un 49 por ciento habían nacido fuera de La Haya, en tanto que sólo entre un 26 y un 33 por ciento de los no huérfanos había nacido fuera de la ciudad.

El hecho de que, entre los huérfanos, la gente nacida fuera de la ciudad esté excesivamente representada, puede deberse a la selectividad de los migrantes, por ejemplo, a que las personas con vínculos familiares menos sólidos tengan mayor disposición a migrar²⁷, o al hecho de que la zona de origen tenga mayor mortalidad que la de destino.

Además de la representación excesiva, otro factor (relacionado) puede tener un efecto perturbador. Las estimaciones indirectas de mortalidad presentadas anteriormente se basaban en los matrimonios celebrados en La Haya, independientemente del lugar de nacimiento o de residencia de la novia y el novio y sus padres. Teóricamente, las estimaciones indirectas sólo nos indican algo acerca de las condiciones de mortalidad del lugar en que viven o vivían los padres de los novios pero no acerca del lugar en que ellos viven. Sin embargo, nuestras tablas de mortalidad empíricas, con las que evaluamos el resultado de nuestras estimaciones, se refieren a la población que vivió y murió en La Haya (prácticamente la población residente).

²⁷H. ter Heide, *Binnenlandse migratie in Nederland*. 's-Gravenhage, Staatsuitgeverij 1965, pp. 107-108; J.J. Macisco Jr., "Algunas consideraciones sobre un marco analítico para las migraciones rurales urbanas", en J.C. Elizaga y J.J. Macisco, *Migraciones Internas*, CELADE, Santiago, 1975; E.S. Lee, "A Theory of Migration", *Demography*, vol. 3, N° 7, 1966, pp. 47-57 esp. p. 57; L. Soberón, "Condiciones estructurales de la migración rural urbana", *Revista Mexicana de Sociología*, 1973.

Esta situación es problemática debido a que en el período 1860-1880 había grandes diferencias de mortalidad regional, urbana y rural. Las tasas brutas de mortalidad en La Haya eran un poco menores que las del resto de la provincia de Holanda meridional (región de donde procedía la mayor parte de los migrantes), pero mucho más elevadas que las del resto del país (17 a 40%).²⁸

Se puede argumentar que entre los novios que nacieron y permanecieron en La Haya habría una mayor proporción de padres que vivieron y murieron en La Haya, que entre aquellos que, al momento del matrimonio, vivían fuera de la ciudad (a causa de su soltería, la gran mayoría de novios y novias se hallaba, al momento del matrimonio, vinculada aún a una familia). La semejanza entre las estimaciones indirectas de la mortalidad, basadas en informaciones relativas sólo a la población "autóctona" (novias y novios que habían nacido y vivían en La Haya), por una parte, y las tablas de mortalidad empíricas, por otra, debe, en consecuencia, ser mayor que entre las tablas de mortalidad empíricas y las estimaciones indirectas basadas en la proporción de huérfanos entre la totalidad de los matrimonios.

En casi todos los grupos de edad, la proporción de no huérfanos entre la población "autóctona" de La Haya es mayor que entre la totalidad de los matrimonios. Por consiguiente, parece útil deducir las estimaciones indirectas de mortalidad para la población "autóctona". En el cuadro 15 se comparan estas estimaciones con las tablas de mortalidad empíricas de toda la población y la población no soltera de La Haya, utilizando los indicadores de bondad de ajuste.

En comparación con las estimaciones basadas en la proporción de no huérfanos de la población total, la coherencia interna de la estimación para las mujeres es mucho menor, tanto en el caso del método de Brass como en el de regresión (salvo en el período 1879-1880), cuando se basa únicamente en la población autóctona.

Los valores de la varianza de los niveles ascienden a 9,5619, 2,1946 y 7,6895 para el método de Brass, y 3,9458, 1,2557 y 2,9504 para el método de regresión. La coherencia para los varones, salvo el primer período, es mayor que para la proporción basada en la totalidad del grupo de novias y novios (σ^2 es 3,7226, 2,9277 y 3,4520, respectivamente).

En general, las estimaciones de mortalidad basadas en la proporción de no huérfanos entre la población autóctona no producen estimaciones más precisas de las tablas de mortalidad, salvo las estimaciones de la mortalidad entre las mujeres, basada en la proporción de no huérfanas en el período 1879-1880; tanto en el método de Brass como en el método de regresión, las estimaciones basadas en la población autóctona muestran, en este caso, desviaciones menores respecto de las tablas de mortalidad empíricas que las estimaciones basadas en la proporción de no huérfanos de la totalidad del grupo de novias y novios.

²⁸E. W. Hofstee, *Korte demografische geschiedenis van Nederland van 1800 tot heden*. Fibula-Van Dishoeck, Haarlem, 1981, pp. 122-123.

Cuadro 15

INDICADORES DE BONDAD DE AJUSTE ENTRE (a) LOS VALORES ESTIMADOS DE $l(25+n)/l(25)$ (MUJERES) Y DE $l(35+n)/l(32,5)$ (HOMBRES) UTILIZANDO LOS METODOS DE HENRY, BRASS-HILL Y DE REGRESION. BASADOS EN LA PROPORCION DE NO HUERFANOS EN LA POBLACION AUTOCTONA, Y (b) LOS VALORES EMPIRICOS PARA LA POBLACION TOTAL Y LA ALGUNA VEZ CASADA

	Estimaciones de $l(25 + n)/l(25)$ utilizando el:						Estimaciones de $l(35 + n)/l(32,5)$ utilizando el:			
	método de Henry		método de Brass		método de regresión		método de Henry		método de Brass	
	Estimaciones para 1869-71 en comparación con la tabla de mortalidad para la población total									
	Período 1850-59	Período 1860-69	Período 1850-59	Período 1860-69	Período 1850-59	Período 1860-69	Período 1850-59	Período 1860-69	Período 1850-59	Período 1860-69
Chi cuadrado	0,01817	0,00867	0,08184	0,09550	0,03739	0,03786	0,03985	0,04637	0,01564	0,01549
MAD ^a	0,03812	0,02695	0,05389	0,05236	0,04690	0,04480	0,06341	0,06601	0,03542	0,03228
MAPD ^b	7,09	4,82	9,39	9,33	8,91	8,40	14,70	16,38	7,64	6,60
	Estimaciones para 1879-80 en comparación con la tabla de mortalidad para la población total									
	Período 1860-69	Período 1870-79	Período 1860-69	Período 1870-79	Período 1860-69	Período 1870-79	Período 1860-69	Período 1870-79	Período 1860-69	Período 1870-79
Chi cuadrado	0,01207	0,00182	0,01715	0,01232	0,02138	0,00956	0,16570	0,11167	0,03456	0,01697
MAD ^a	0,03172	0,01191	0,03946	0,02956	0,04060	0,02700	0,13535	0,10910	0,05894	0,03896
MAPD ^b	5,72	1,83	5,83	4,26	7,18	4,26	33,36	25,90	12,21	8,57
	Estimaciones para la cohorte intercensal en comparación con la tabla de mortalidad para la población total en el período 1870-79:									
Chi cuadrado	0,03652		0,05392		0,03703		0,14812		0,02592	
MAD ^a	0,05705		0,05757		0,04738		0,12812		0,04872	
MAPD ^b	9,97		9,93		8,68		30,42		9,27	

^aDesviación media absoluta

^bDesviación media porcentual absoluta

Cuadro 15 (continuación)

	Estimaciones de $l(25 + n)/l(25)$ utilizando:						Estimaciones de $l(35 + n)/l(32,5)$ utilizando:			
	método de Henry		método de Brass		método de regresión		método de Henry		método de Brass	
	Estimaciones para 1869-71 en comparación con las tablas de mortalidad para la población alguna vez casada									
	Período 1850-59	Período 1860-69	Período 1850-59	Período 1860-69	Período 1850-59	Período 1860-69	Período 1850-59	Período 1860-69	Período 1850-59	Período 1860-69
Chi cuadrado	0,02392	0,02215	0,08441	0,09857	0,04160	0,04505	0,03170	0,03651	0,00218	0,00310
MAD ^a	0,04553	0,04474	0,05862	0,06123	0,05200	0,05483	0,05554	0,05751	0,01417	0,01669
MAPD ^b	8,22	7,80	10,24	10,55	9,63	9,97	13,00	14,27	2,85	3,59
	Estimaciones para 1879-80 en comparación con las tablas de mortalidad para la población alguna vez casada									
	Período 1860-69	Período 1870-79	Período 1860-69	Período 1870-79	Período 1860-69	Período 1870-79	Período 1860-69	Período 1870-79	Período 1860-69	Período 1870-79
Chi cuadrado	0,02715	0,00227	0,03364	0,01514	0,03847	0,01078	0,14742	0,08673	0,01102	0,01057
MAD ^a	0,04952	0,01282	0,05178	0,03364	0,05753	0,02835	0,12685	0,09441	0,02812	0,02698
MAPD ^b	8,72	1,81	6,93	4,97	10,02	4,27	30,93	22,07	6,25	9,88
	Estimaciones para la cohorte intercensal en comparación con la tabla de mortalidad para la población alguna vez casada en el período 1870-79									
Chi cuadrado	0,03483		0,05501		0,03654		0,11955		0,02731	
MAD ^a	0,05684		0,05811		0,04839		0,11343		0,05215	
MAPD ^b	9,68		9,83		8,64		26,45		10,91	

^aDesviación media absoluta^bDesviación media porcentual absoluta

Cuando se calcula la mortalidad *masculina*, se advierte una mejora de la estimación, tanto de las informaciones para 1869-1871 como para 1879-1880, pero exclusivamente en comparación con las tablas de mortalidad de los no solteros.

5.2.2. *Fluctuaciones aleatorias*

En las aplicaciones históricas y contemporáneas del método de la orfandad, es posible reunir información de toda una población, definida desde el punto de vista de las características demográficas, el tiempo y el espacio. El tamaño de esa población puede aumentar o disminuir, si se varían los límites geográficos o temporales que definen a la población.

La importancia de recopilar información de gran número de personas salta a la vista si se compara la proporción de no huérfanos de tres o dos años consecutivos. Aunque la proporción de no huérfanos, por ejemplo, en los años. 1869, 1870 y 1871 puede considerarse como un reflejo del patrón de orfandad que existía en el decenio de 1870, la selección de determinado año tiene un efecto considerable en los resultados.

Desde el punto de vista lógico, si se trabaja con toda una población, no importa cuán pequeña, se excluyen los errores de muestreo, puesto que la deducción es directa. Sin embargo, tal procedimiento no elimina las variaciones aleatorias. Si utilizamos medidas obtenidas de esa población para producir segmentos de tablas de mortalidad, resulta ventajoso considerar el resultado en la población como una muestra de todos los resultados posibles. Ello permitirá calcular los intervalos de confianza.

La base estadística para calcular los intervalos de confianza la proporciona la hipótesis de una tabla subyacente de mortalidad y fecundidad que corresponde a una población particular (por ejemplo, una ciudad en determinado año), que resulta de una variable estocástica. Las estimaciones de las proporciones de no huérfanos según la edad, o las tasas de fecundidad según la edad de la madre, se consideran como media de una población dicotómica. Se conocen los errores típicos y de distribución de esas estadísticas. En todas las expresiones matemáticas utilizadas se supone un muestreo aleatorio simple.

Se utilizan fórmulas aproximadas, puesto que el objetivo es formarse una idea general del orden de magnitud de los intervalos de confianza en cuestión.²⁹

²⁹Los intervalos de confianza con un nivel de significación de 5% se calculan mediante la fórmula aproximada:

$$p - 2\sqrt{p(1-p)/n} \leq P \leq p + 2\sqrt{p(1-p)/n}$$

donde p se refiere a la proporción de no huérfanos y n representa el número de personas observadas.

La extensión del intervalo de confianza de cada grupo de edad para la proporción correspondiente de no huérfanos, se representa como ${}_5D_x$, y su total como D .

En el cuadro 16 se comparan los intervalos de confianza de 95% para la proporción de no huérfanos en 1869 y 1869-1871. La extensión del intervalo de confianza es, en el último período, mucho más estrecha: por ejemplo, la suma de los intervalos se reduce a la mitad. El que la extensión de los intervalos de confianza se considere en términos absolutos como amplia o estrecha es una cuestión de evaluación subjetiva, que dejamos a criterio del lector. El punto que deseamos señalar es que algo se gana con la realización de este sencillo cálculo adicional. En las aplicaciones usuales del método, es común que no se preste demasiada atención a la variabilidad de muestreo, puesto que las encuestas y censos demográficos generalmente garantizan cantidades suficientemente grandes para justificar la concentración en los errores no atribuibles al muestreo. Sin embargo, en las aplicaciones históricas, el material disponible es a menudo tan escaso y la disponibilidad de otras fuentes tan limitada, que se utilizan muestras y tamaños que producen resultados que indudablemente resultan afectados por las fluctuaciones aleatorias. El procedimiento que recomendamos no es abstenerse de hacer la mejor utilización posible de la poca información disponible, sino hacerlo con pleno reconocimiento de los méritos y deficiencias de los datos. Lo menos que podemos hacer es echar un vistazo a los intervalos de confianza aproximados. También podríamos tratar de incorporar los diversos grados de confianza que tenemos en determinados datos, en la estimación de segmentos de la tabla de mortalidad, si ése fuera nuestro objetivo, por ejemplo utilizando promedios ponderados, para determinar el nivel definitivo de mortalidad, con ponderaciones inversamente proporcionales a la extensión de los intervalos de confianza. Para ilustrar este punto, en el cuadro 16 figuran las ponderaciones que pueden utilizarse. Estas ponderaciones se deducen de la distribución de las recíprocas de los propios intervalos de confianza, pero se limitan a los intervalos cuyos límites son mayores de 0 y menores de 1,000.

5.3. Supuestos sobre el comportamiento demográfico; el efecto de la edad media de los padres

La diferencia media de edad entre la madre (el padre) y el hijo, que se utiliza como indicador de la edad media en que los padres comienzan su exposición al riesgo de morir, se representa por la edad media en el momento de la procreación. Se evalúa la robustez a la variación de la edad media en el momento de la procreación, de los métodos de Henry y de Brass.

En primer lugar, se examinó si variaban significativamente los valores estimados de $l(35+n)/l(32,5)$ cuando se utilizaba la mediana en vez de la media. Parece que una diferencia en el valor de M de aproximadamente 1,2 años tiene un efecto reductor en la estimación de los valores de $l(35+n)/l(32,5)$, cuando se aplica el método de Henry y el de Brass-Hill. Por consiguiente, la comparación con las tablas de mortalidad empíricas para la población total, en los años 1860-1869, arroja valores más favorables para los diferentes indicadores de bondad de ajuste. En el caso del método de Henry, los valores de la desviación media absoluta (MAD) y de la desviación media porcentual absoluta (MAPD), se redujeron a la

Cuadro 16

INTERVALOS DE CONFIANZA APROXIMADOS DE LA PROPORCION DE NO HUERFANOS EN DOS SUBPOBLACIONES CON
NUMERO VARIABLE DE OBSERVACIONES. LA HAYA, PERIODOS 1869-71 Y 1869

Grupo de edad de los novios	Número total de novios	Orfandad materna					Número total de novios	Proporción con padre vivo	Orfandad paterna			
		Proporción con madre viva	Límites del intervalo de confianza de 95%		Amplitud del intervalo ${}_5D_x$	Ponderación $\frac{{}_5D_x^{-1}}{\sum {}_5D_x^{-1}}$			Límites del intervalo de confianza de 95%	Amplitud del intervalo ${}_5D_x$	Ponderación $\frac{{}_5D_x^{-1}}{\sum {}_5D_x^{-1}}$	
Período 1869-71												
15-19	120	0,8250	0,756	0,894	0,138	0,078	114	0,6930	0,607	0,779	0,172	0,067
20-24	1346	0,7831	0,761	0,806	0,045	0,241	1306	0,6547	0,628	0,681	0,053	0,216
25-29	1368	0,6637	0,638	0,689	0,051	0,213	1329	0,5801	0,553	0,607	0,054	0,212
30-34	674	0,5831	0,545	0,621	0,076	0,142	646	0,4675	0,428	0,507	0,079	0,145
35-39	319	0,4451	0,389	0,501	0,112	0,097	307	0,3322	0,278	0,386	0,108	0,106
40-44	209	0,3014	0,238	0,365	0,127	0,085	199	0,2513	0,190	0,313	0,123	0,093
45-49	126	0,1984	0,127	0,269	0,142	0,076	123	0,1707	0,103	0,239	0,136	0,084
50-54	84	0,1548	0,076	0,234	0,158	0,068	80	0,1250	0,051	0,199	0,148	0,077
55-59	32	0,0625	0,0	0,148			31	0,0323	0,0	0,096		
60-64	27	0,0370	0,0	0,110			27	0,0000				
Total	4305				0,849*	1,000	4162				0,873	1,000
Período 1869												
15-19	30	0,8000	0,654	0,946	0,292	0,079	29	0,6552	0,479	0,832	0,353	0,060
20-24	407	0,7543	0,712	0,797	0,085	0,272	397	0,6474	0,599	0,695	0,096	0,220
25-29	422	0,6730	0,627	0,719	0,092	0,252	407	0,5921	0,543	0,641	0,098	0,216
30-34	209	0,6603	0,595	0,726	0,131	0,177	201	0,4677	0,397	0,538	0,141	0,150
35-39	109	0,4587	0,363	0,554	0,191	0,121	103	0,3301	0,237	0,423	0,186	0,114
40-44	61	0,3115	0,193	0,430	0,235	0,099	59	0,2712	0,155	0,387	0,232	0,091
45-49	40	0,0750	0,0	0,158			37	0,1622	0,041	0,283	0,242	0,087
50-54	23	0,0870	0,0	0,205			21	0,1905	0,019	0,362	0,343	0,062
Total	1301				1,026	1,000	1254				D = 1,691	1,000

*Hasta el grupo de edad 40 a 44 años, la suma de las amplitudes es de 0,549

mitad, y el chi cuadrado disminuyó en un 70% (chi cuadrado = 0,00404, MAD = 0,01853 y MAPD = 4,54); cuando se utiliza el método de Brass, la elección de la mediana también da por resultado una reducción considerable de las desviaciones respecto a las tablas de mortalidad empíricas. Así, chi cuadrado declinó en más de 60% (a 0,00310), la MAD casi en un 40% (a 0,01699), y la MAPD en más de 40% (a 3,59%).

Además, se ha examinado hasta qué punto los valores estimados obtenidos utilizando el método de Brass acusan la influencia del hecho de que el valor de M se sitúa fuera de la gama propuesta por Brass. Este método, cuando se aplica con $M = 30,0$, arroja valores significativamente menores de $l(25+n)/l(25)$, que cuando se aplica a un valor de $M = 31,18$; en este último caso, las estimaciones muestran desviaciones mucho menores respecto a las tablas de mortalidad empíricas (chi cuadrado declinó en 30%, MAD y MAPD lo hicieron en 40%). Los valores de estos indicadores, cuando $M = 30,0$, fueron de 0,09108, 0,06901 y 15,47%, respectivamente.

6. OBSERVACIONES FINALES

El método basado en la proporción de no huérfanos, aplicado para estimar la mortalidad adulta en una población caracterizada por un nivel de mortalidad casi constante y una alta tasa de migración, condujo a resultados satisfactorios. En la estimación de la mortalidad, tanto masculina como femenina, la eficiencia del método disminuyó a medida que aumentaba la edad de las personas observadas. Sin embargo, los valores estimados de las probabilidades de sobrevivencia entre los 25 y los 65 años (mujeres) y entre los 32,5 y los 75 años (varones) se aproximaron satisfactoriamente a los valores empíricos. El método elaborado por Henry dio mejores resultados para las mujeres que el método de regresión, el que, a su vez, se reveló mejor que el de Brass-Hill. Para la mortalidad masculina, el método de Henry resultó inútil, pero pudieron hacerse estimaciones con el método de Brass. Al combinar la proporción de no huérfanos de dos censos consecutivos, pudo estimarse el nivel de la mortalidad de un período bien definido. Una vez más, los resultados parecieron comparables con los de las tablas de mortalidad empíricas, aunque nuevamente la estimación de la mortalidad masculina, obtenida con el método de Henry, resultó inadecuada.

Señalamos anteriormente que las estimaciones de mortalidad son sensibles a errores relativamente pequeños en la información básica. La manera de calcular la proporción de no huérfanos con el método de Henry y la elección de un año de observación particular parecieron influir en las estimaciones de mortalidad consiguientes. La manera en que se determinó la edad media en el momento de la procreación también influyó en los resultados, en particular entre los varones. Aunque puede suponerse que, en teoría, las estimaciones del nivel de mortalidad

basadas en la proporción de no huérfanos se refieren primordialmente al nivel de mortalidad de los no solteros, en la práctica, hay *mayor* concordancia entre las tablas de mortalidad empíricas de los no solteros y las estimaciones, que entre las estimaciones y las tablas de mortalidad de la población total únicamente entre los hombres. Las estimaciones basadas en la proporción de no huérfanos entre la población autóctona parecieron dar estimaciones más precisas del nivel de mortalidad solamente para el período 1879-1880 para la mortalidad femenina.

Es difícil comparar nuestros resultados con los que los otros autores lograron en diferentes períodos y lugares; aún falta una técnica modelo para evaluar los resultados de las técnicas de estimación indirectas de la mortalidad.³⁰

7. RESUMEN

En marzo de 1811 la ciudad holandesa de La Haya contaba con 42 350 habitantes; casi 70 años después, tenía 70 000 personas más. El incremento natural parece haber sido *la* razón del crecimiento demográfico en La Haya hasta mediados del decenio de 1850. En los años siguientes, la migración se volvió sumamente importante. En el gráfico 1 figura un panorama detallado de las tasas de nupcialidad, mortalidad y natalidad para los años 1840-1880. La información relativa, respectivamente, al número de personas observadas que tenían a la madre (o al padre) vivos (o fallecidos), clasificados según la edad, y al número de nacimientos clasificados según la edad de la madre y el padre, se sacó de las distintas secciones del sistema de registro del estado civil (los registros de nacimientos, defunciones y matrimonios) y del registro de población. La proporción de no huérfanos se calculó para los años 1869-1871 y 1879-1880. Fue posible determinar si el padre o la madre de 8 272 novias y novios vivían aún al momento del matrimonio. La edad media de la madre (o del padre) al momento del nacimiento de los hijos se estimó utilizando informaciones de 1880; esta edad es de 31,18 y 33,59 años, respectivamente.

Las probabilidades de sobrevivencia estimadas de manera indirecta se compararon con las tablas de mortalidad empíricas para la población total y no soltera de los períodos 1840-1849, 1850-1859, 1860-1869 y 1870-1879. Estas tablas de mortalidad se dedujeron de datos estadísticos agregados y de datos censales. Se elaboraron tablas abreviadas de mortalidad sobre la base de las tasas de mortalidad

³⁰Compárese, por ejemplo, J.L. Somoza, "An evaluation of the performance of indirect estimation techniques in the analysis of defective data", *International Population Conference*, I.U.S.S.P., Manila, 1981, vol. 3, pp. 375 a 396, y G. Pison y A. Langaney, "The Level and Age Pattern of Mortality in Bandafassi (Eastern Senegal): Direct Estimates and Evaluation of Indirect Techniques", *BIB. Materialien zur Bevölkerungswissenschaft*, Heft 38, Referate zum deutsch-französischen Arbeitstreffen auf dem Gebiet der Demographie vom 17. bis 21. Oktober 1983 en Reims, Wiesbaden 1984, pp. 189 a 273.

por grupos quinquenales de edades. El gráfico 2 presenta los valores ${}_nq_x$ resultantes. Al parecer, salvo en el período 1840-1849, los valores ${}_nq_x$ son bastante estables, especialmente para las mujeres.

La coherencia interna de la información relativa al número de defunciones y a la población expuesta al riesgo de morir se evaluó mediante la ecuación del crecimiento equilibrado de Brass (véase el cuadro 3) y la realización de una evaluación intercensal. Con el fin de investigar hasta qué grado la mortalidad de La Haya es "excepcional", se intentó ajustar los valores observados mediante el sistema logito relacional de Brass, y se calcularon indicadores de bondad de ajuste (véase el cuadro 4).

En el cuadro 5 se presentan, para los grupos de edad con 20 o más observaciones, los datos brutos reunidos en La Haya para los períodos 1869-1871 y 1879-1880 y la proporción de censados cuya madre o padre vivían al momento del matrimonio. En el gráfico 3, estas cifras se presentan como proporción de los censados cuya madre o padre ya no vivían. En el cuadro 6 figuran, para los varones y las mujeres, las diferentes etapas del cálculo del nivel de mortalidad utilizando el método de Henry. En el cuadro 7 figura la bondad de ajuste de las estimaciones obtenidas según el método de Henry y las tablas de mortalidad empíricas. Los valores estimados para las mujeres parecen coincidir muy bien con los valores empíricos; para los varones, acusan desviaciones muy marcadas respecto de los valores de las tablas de mortalidad empíricas.

En los cuadros 8 y 9 se dan las estimaciones de la mortalidad femenina y masculina que se obtuvieron con el método de Brass-Hill. Según el cuadro 10, las desviaciones relativas entre las tablas de mortalidad estimada y empírica son muy pequeñas hasta la edad de 65 años. Para los hombres, las desviaciones relativas son, en promedio, ligeramente menores. Como podía esperarse, dados los valores de t , la comparación de las estimaciones con la tabla de mortalidad generalmente produce desviaciones más pequeñas respecto de los períodos que precedieron a la época de observación en más de diez años.

En el cuadro 11 figuran los resultados de la aplicación de la técnica de Hill-Trussell. En comparación con el método de Brass, los niveles de la familia Oeste de las tablas modelos de mortalidad coinciden entre sí en mayor grado con el método de regresión. Como se muestra en el cuadro 12 la validación externa también da mejores resultados. El nivel de los indicadores de bondad de ajuste se altera fuertemente sólo por encima de la edad de 70 años.

La comparación de los cuadros 7, 10 y 12 demuestra que, para las mujeres, el método de Henry produce las mejores estimaciones. Para los varones, el método de Brass es superior. En los gráficos 6 a 9 aparece el resumen de estos resultados.

En el cuadro 13 se resumen las causas de las desviaciones entre las estimaciones indirectas y los valores de las tablas de mortalidad empíricas. En el cuadro 14

se comparan los resultados de los métodos de estimación indirecta con los valores de las tablas de mortalidad para la población no soltera. Para los hombres, los resultados producidos son más precisos. En el cuadro 15 se comparan las estimaciones de mortalidad, basadas en la proporción de no huérfanos, de la población autóctona (novios y novias nacidos y residentes en La Haya), con las tablas de vida empíricas, utilizando los indicadores de bondad de ajuste. En general, estas estimaciones no producen mejores ajustes con los valores empíricos. En el cuadro 16, por último, se examinan las fluctuaciones aleatorias.